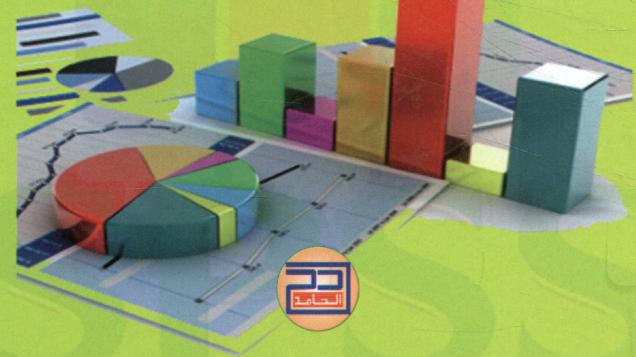
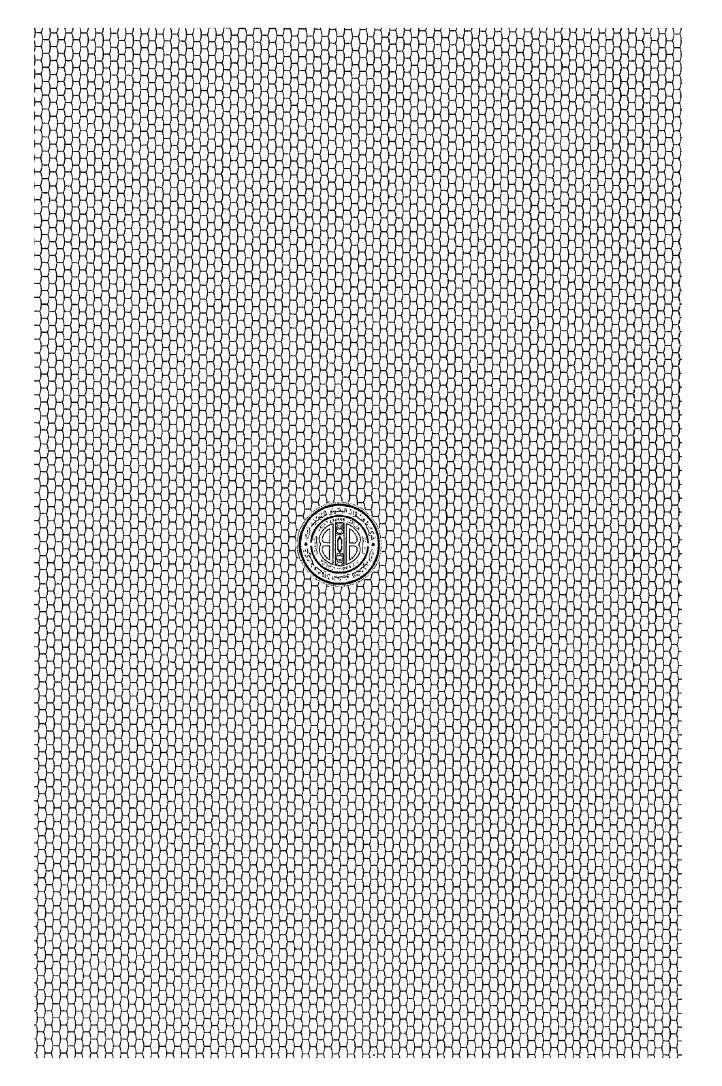
# chall Lili

مع تطبيقات برمجية



الدكتور نبيل جمعة صالح النجار







الإحسساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

## الإحساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

## د. نبيل جمعه صالح النجار

دكتوراه الفلسفة في التربية قسم القياس والتقويم



519.50.285 رقم التصنيـف

المؤلف ومن هو في حكمه : النجار، نبيل جمعة صالح.

عنوان الكتباب : الاحصاء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS.

> 2014/6/2724 : رقم الإيداع

: /الاحصاء//الحواسيب/ الواصفيات

عمان - دار ومكتبة الحامد للنشر والتوزيع بيانات الناشر

يتحمل المؤلف كامل المسؤولية القانونية عن معتوى مصنفه ولا يعبّر هذا المصنف عن رأي دائرة المكتبة الوطنية أو أي جهة حكومية أخرى.

ردمك) ISBN 978-9957-32-873-3

تم إعداد بيانات الفهرسة والتصنيف الأولية من قبل دائرة المكتبة الوطنية.

لا يجوز نشر أو اقتباس أي جزء من هذا الكتاب، أو اختزان مادته بطريقة الاسترجاع، أو نقله على أي وجه، أو بأي طريقة اكانت اليكترونية، أم ميكانيكية، أم بالتصوير، أم التسجيل، أم بخلاف ذلك، دون الحصول على إذن المؤلف الخطي، وبخلاف ذلك يتعرض الفاعل للملاحقة القانونية.

#### الطبعة الأولى 2015-1436هـ



الأردن - عمان - شفا بدران - شارع العرب مقابل جامعة العلوم التطبيقية هاتف: +962 6 5231081 فاكس ، +962 6 5231081 ص.ب ، (366) الرمز البريدي: (11941) عمان – الأردن

www.daralhamed.net

E-mail: daralhamed@yahoo.com . . .

## المحتويات

الصفحة	الموضوع	
11		المقدمة
13	فصل الأول باسية في الإحصاء Statistical Con	مفاهيم أس
15		1-1 المفاهيم الإحصائية cepts
20	Measures of Central Tendency ، المنوال، المثينات	1-2 مقاييس النزعة المركزية 7 الوسط الحسابي، الوسيط
	Measure Dispersion or V	3-1 مقاييس التشتت
26	سط، التباين، الانحراف المعياري، معامل	المدى، الانحراف المتو
		الاختلاف
33	الانحدار Regression الخطي البسيط، معادلة خط الانحدار	1−4 الارتباط Correlation و الانحدار ومفهومه، الانحدار
<b>3</b> 9	ر حل المسائل.	1-5 استخدام برمجية SPSS ف <sub>و</sub>
61	.Exercise	1-6 تــمـــاريــــــن
	لصل الثاني	الف
73	الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sa	
75	Introduction	1-2 المقدمة
76	Normal Distribution	2–2 التوزيع الطبيعي
83	Probability Distribution (T)	2–3 التوزيع الاحتمالي التائي
85	Probability Distribution	$\chi^2$ توزيع مربع كاي $4-2$
86	Probability Distribution	2-5 النوزيع الفائي  F

مصاء التحلي	N	
	r.	
88	Sampling Theory	2-6 نظرية المعاينة
90	Samples	7-2 العينـــات
101	Sampling Distribution	2-8 توزيع المعاينة
109	Exercise	2-9 أسـئلة وتمارين
	, الثالث ترات الثقة	
113	مع من معالم العينة	تقدير معالم المجتد
	عينة واحدة) Estimation of Popu	•
115	Listiliation of Popu	Introduction مقدمة 1−3
116	Properties of Goodness of Es	2-3 خواص جودة التقدير timation
116	-	3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجن
117	-	dence Interval فترات الثقة
127	·Exercis	-
131	الرابع رضيــــات Hypothesi	اختبــار الف
133	Hypothesis Testing	4-1 اختبار الفرضيسات
136	Testing Statistical Hypothesi	4-2 اختبار الفرضيات الإحصائية s
136	یات Baerc Concepts in Hypothesis Te	4-3 مفاهيم أساسية في فحص الفرضا esting
139	Hypothesis Testing Steps	4-4 خطوات اختبار الفرضيات
140	ــــل المسائل.	4-5 استخدام برمجية SPSS في حـــ
142	Exercise	4–6 تــمـــاريــــــن

145	الفصل الخامس اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية Testing Hypothesis Regarding Mean
147	1-5 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد ( مجتمع واحد )
148	* اختــبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير ،تباين
140	المجتمع معلوم)
151	* (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غيرمعلوم)
153	* (o غير معلومة والعينة صغيرة الحجم)
155	2-5 اختبار الفرضيات حول الفسرق بين وسطين حسابيين
155	* اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسطين للبيانات المستقلة
158	* اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين للبيانات غير المستقلة
164	استخدام برمجية SPSS في حل المسائل. $3-5$
173	4-5 <u>تـمـاريــــن</u>
	الفصل السادس
185	اختبار الفرضيات حول التباينــات
	Testing Hypothesis Inference Regarding Variances
187	6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
191	2-6 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين مستقلين.
193	6-3 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
195	4-6 تــمـــاريــــــن Exercise
	الفمالالسابم
100	الفصل السابع اختيار الفرضيات حول معاملات الارتياط
199	Hypotheses Testing Regarding Correlation
	Coefficients
201	مقدمة $1-7$
205	7-2 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
206	7-3 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين.
207	7-4 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة.

الإحصاء التحليلي	
ام حجد السياسي	
211	5-7 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
221	6-7 تــمـــاريـــــن Exercise.
	الفصل الثامن
225	اختبار الفرضيات حول النسب
	Hypothesis Testing Regarding Proportions
227	8-1 اختبار الفرضيات حول السسسب.
227	8-2 اختبار الفرضيات حول نــسبة واحــدة .
230	8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين.
232	8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة
234	The Chi-Square Goodness of fit لحسن المطابقة $\chi^2$ اختبار $\chi^2$
235	8-6 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
237	Exercise 7-8
	1.41. 7 11.
239	الفصل التاسيع تحليل التباين
<i>2.3 )</i>	Analysis of Variance
241	1-9 مقدمة.
243	2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance
256	3-9 تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance
268	Analysis of Covariance (ANCOVA) تحليل التغاير 4-9
281	9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
288	6-9 تــمـــاريــــــن Exercise.
201	الفصل العاشر المقل خليت المتحددة
301	المقارنات المتعددة Multiple Comparisons
303	1-10 مقدمة.
303	2-10 أنواع المقارنات المتعددة
303	1- المقارنات المخطط لها

المحتويات	
304	أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal
305	ب- طريقة دن Dunn وتسمى أيضاً طريقة بنفوروني Bonferroni
306	2- المقارنات غير المخطط لها
306	* طريقة شافيه Scheffe، طريقة توكي Tukey،
307	* طريقة توكي Tukey
307	* طريقة نيومان كولز Newman Kuelz
310	3-10 تــمـــاريــــــن 3-10
311	الفصل الحادي عشر التحليل العاملي
	Factor Analysis
313	1-11 مقدمة
317	2-11 مفهوم التحليل العاملي
319	3-11 أهمية التحليل العاملي وميادينه
320	4-11 أهداف التحليل العاملي
322	11-5 طرق التحليل العاملي
332	6-11 بعض مفاهيم التحليل العاملي
335	7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل
347	8-11 تـمـاريـــن 8-11
	الخما الفانم منف
349	الفصل الثاني عشر الاحصاءات اللامعلمية
	NONPARAMETRIC STATISTICS
351	1-12 مقدمة Introduction
352	2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) (Single Sample)
354	3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)
	Nonparametric Methods (Two Independent Samples)
358	12-4 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين) Nonparametric Methods (Two Related Samples)
	11011Parantonio 1.10miono (1 110 monto outhino)

الإحصاء التحليلي	
361	12-5 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)
365	6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)
367	7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
374	8-12 تــمـــاريــــــن Exercise
379	الفصل الثالث عشر برنامج التحليل الإحصائي SPSS
381	1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
382	2-13 تشـ غيل نظام SPSS.
382	3-13 شاشات نظام SPSS.
384	4-13 ملفام SPSS.
385	13−5 القوائـــم الرئيــسيـــة لبرنامــج SPSS.
391	6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
413	المــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
415	جدول Z
416	جدول T
417	جدول F
418	جدول 2χ
	المصلار
419	- المصادر العربية
421	- المصادر الأجنبية

#### مُقتَلِمُّتُهُ

الحمــد لله رب العالمين والصــلاة والســلام على ســيدنا محمد صلى الله عليه وسلم خير الأنبياء المرسلين.

لقد أطلق على هذا العصر عصر المعلوماتية، إن هذا العصر هو عصر تكنولوجيا المعلومات، فقد أصبحت المعلومات تشكل الثورة الحقيقية التي سادت في الحياة العصرية ودخلت إلى بيوتنا وأعمالنا بشكل أو بآخر شئنا ذلك أم أبينا، لذا يجب علينا أن نساير ونواكب التقدم في شتى المجالات والميادين.

و.بمـــا أن الإحصاء علم مهم للكثير من الطلاب والباحثين فقد تم تغطية جميع فصول هذا الكتاب بتطبيق ما ورد فيها من معلومات نظرية من خلال التمارين العملية وعن طريق استخدام بربحية SPSS.

لقد راعى المؤلف أن يكون هذا الكتاب متوافقاً مع خطة منهاج الإحصاء التحليلي للبحوث التربوية" المقرر في كلية العلوم التربوية في جامعة مؤته، ومع المستوى المطلوب لمادة "الإحصاء التحليلي" و"الاحصاء المتقدم" على مستوى الجامعات الحكومية والخاصة عموما، مع الأخذ بعين الاعتبار أن يكون مناسباً لجميع من لديه حب المعرفة بعلم الإحصاء التحليلي وتطبيقاته وفوائده وبطريقة سهلة وبسيطة.

وياتي هاذا الكاتاب كأحد الوسائل التي توفر لطلبة الدراسات العليا على مستوى الجامعات فرصة تمكنه من تعلم أساسيات مادة الإحصاء التحليلي". وذلك من خلال ما يحويه مان مواضيع حديدة وهامة في مفاهيم ومبادئ الإحصاء التحليلي وتطبيقاته باستخدام برجحية SPSS.

#### د. نبيل جمعه النجسار

Email: nabilnajjar@yahoo.com

Mobile: 0777757837 Mobile: 0785623442 Mobile: 0798011404

## الفضيك الأولن

## مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

- 1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts مفهوم الاحصاء، الرموز الإحصائية، المتغيرات.
- 2-1 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency المئينات. الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال، المئينات.
- 3-1 مقاييس التشتت Measure Dispersion or Variation المــدى، الانحــراف المتوســط، التــباين، الانحــراف المعياري، معامل الاختـلاف.
- 4-1 الارتبـاط Correlation والانحـــدار Regression أنواع الارتباط، قياس الارتباط. الانحدار ومفهـومـة، الانحدار الخطي البسيط، معادلة خـط الانحدار.
  - 1-5 استخدام برمجية spss في حل الملسائل.
    - 6-1 تماریتن Exercise.

## الفَهَطْيِلُ الْأَوْلِنَ

#### مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

#### 1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts

مفهوم الإحصاء Definition of Statistics

بحمــوعة الطــرق العلمــية التي تعنى بجمع وتصنيف وتبويب وتفسير وتلخيص وتقييم البــيانات والخــروج مــنها باستنتاجات حول المجتمع من خلال اعتماد جزء صغير من المجتمع (العينة).

#### الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

جمع المعطيات وتحليلها ووصفها وإظهارها بصيغة مفهومة وذات مدلول والتعامل مع المعطيات الإحصائية من دون تعميم، وعرضها عن طريق الجداول والرسوم البيانية وغيرها.

#### الإحصاء الاستدلالي Inferential Statistics

تحليل وتفسير وتقدير واستخلاص الاستنتاجات بالاعتماد على عينة من المحتمع للتوصل إلى قرارات تخص المحتمع ويتعامل مع التعميم والتنبؤ.

#### المعطيات الإحصائية Statistical Data

البيانات والمعلومات الإحصائية المتعلقة بالظواهر الإدارية والاحتماعية والتربوية وتختلف المعطيات من حيث نوعها وطبيعتها باختلاف الظاهرة المطلوب قياسها وباختلاف منهجية البحث والأدوات الإحصائية المستخدمة.

البيانات Data: مشاهدات، علامات، مقادير، يعبر عنها بأرقام.

البيانات غير المبوبة Ungrouped Data: البيانات الأولية أو الأصلية التي جمعت و لم تبوب.

البيانات الميبوبة Grouped Data: البيانات التي بوبت وفرغت في حدول توزيع تكراري.

#### العطيات الكمية Quantitative Data

تصف الظاهرة بشكل رقمي عن ظاهرة معينة، مثل علامة الطالب وسعر السلعة.

#### المعطيات النوعية Qualitative Data

تصف الظاهرة المعنية بشكل غير رقمي عن ظاهرة معينة، مثل الجنس، اللون.

التوزيع Distribution: محموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: محتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

مجـــتمع الهدف Target Population: المجتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أجريت على مجتمع العينة.

العينة Sample: محموعة حزئية من المحتمع.

المؤشر Index: تدل على جميع مقاييس الترعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتياط) سواء محسوبة لعينات أو لجتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic:ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'X. مؤشرعينة (إحصائي) Parameter: ويستخدم للمجتمع، مثل الوسط الحسابي لمحتمع بهذا.

لكل توزيع خصائص (توصيف) هي: مقاييس النرعة المركزية.

#### \* الرموز الإحصائية Statistical Symbols

في الإحصاء الاستدلالي تستخدم إحصاءات العينة كتقديرات لمعالم المحتمع المناظر.

المعنى	رموز المجتمع	المعنى	رموز العينة
متوسط مجتمع.	$\mu_{\mathrm{x}}$	متوسط عينة	$\mathbf{x}^{\dagger}$
تباين مجتمع.	$\sigma^2_x$	تباين عينة	$S^2_x$

انحراف معياري لمحتمع.	انحراف معياري عينة	$S_x$
معامل ارتباط لمحتمع. $ ho_{xy}$	معامل ارتباط لعينة	$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}}$
$\pi$ نسبة المحتمع.	نسبة عينة	P
N عدد مشاهدات المحتمع.	عدد مشاهدات العينة	n
Number of Scores	عدد الشاهدات.	n
Sum of x	مجموع المشاهدات.	$\sum \mathbf{x}$
Median	الوسيط.	$\mathbf{M_d}$
Sample Mean of X's	الوسط الحسابي للعينة.	$\overline{\mathbf{x}}$
Mu; Population Mean .	الوسط الحسابي للمجتمع	μ
Raw Score	علامة خام.	<b>X</b> , <b>Y</b>
Frequency	التكوار.	f
Cumulative Frequency	التكرار التراكمي.	cf
Relative Frequency	التكرار النسبي.	rel.f
Degree Freedom	درجات الحرية.	đf
Sample Standard Deviation	انحراف معياري عينة.	$S_x$
Sample Variance	تباين عينة.	$S^2_x$
Population Standard Deviation	انحراف معياري لمحتمع.	$\sigma_{x}$
Population Variance	تباين مجتمع.	$\sigma^2_x$
Population Correlation Coefficie	معامل ارتباط مجتمع. nt	ρ
Sample Correlation Coefficient	معامل ارتباط عينة.	r
Standard Score	العلامة المعيارية.	Z
Standard Error of Mean	الخطأ المعياري للوسط.	$\sigma_{x'}$
Difference Score (X	الفرق بين البيانات. (Y-	D
Pearson Correlation Coefficient	معامل ارتباط بيرسون.	r
Sperman Correlation Coefficient	معامل ارتباط سبيرمان.	$\mathbf{r_s}$

Point-biserial Correlation Coefficient . ر بوينت بايسيريال  $\mathbf{r}_{pb}$  Regression Line Equation  $\mathbf{Y}=\mathbf{ax+b}$  Slope of the Regression Line . ميل خط الإنحدار  $\mathbf{b}$ 

Y-intercept of the Regression Line  $r^2$ . نقطة تقاطع خط الانحدار.  $\overline{\mathbf{D}}$  معامل التحديد.  $\overline{\mathbf{D}}$ 

Mean of Difference Scores ( $\Sigma D/n$ ). الوسط الحسابي للفروق

#### \* المتغيرات Variables

المتغيرات Variables ما إحصائية أو عشوائية فالمتغير الإحصائي يمثل القيم التي تأخذها ظاهرة ما، والمتغير العشوائي عبارة عن ظاهرة نوعية أو كمية لا يمكن التنبؤ بما بشكل مسبق.

المستغير Variable: ظاهرة تظهر اختلافات بين قيمها، إذا اختلفت الخاصية عند أفراد بحموعة معينة كماً أو نوعاً نقول بأنما هي المتغير، إذا كان الأفراد متساوين كماً أو متشابهين نوعاً بالنسبة لخاصية معينة تكون هي الثابت.

#### \* تصنف المتغيرات حسب طبيعة المعلومات التي يؤديها القياس إلى:

#### Nominal Variables المتغيرات الاسمية

المستغيرات النوعسية التي لها عدد فئات محدد من دون أي وزن لهذه الفئات ولا يوجد أفضلية لأحدها على الآخر، وتستخدم لغايات التصنيف فقط.

مثال: متغير الجنس ويصنف فيه المحتمع إلى فئتين هما الذكور والإناث فلو رمزنا للذكور بالسرقم (1) والإنساث بالسرقم (2) فالأرقام ليس لها معنى حقيقي ولا يمكن إحراء العمليات الحسابية عليها.

مثال: إذا قسم الأفراد حسب الطول إلى طويل وقصير. مثال: أوجه قطعة النقد وهي صورة وكتابة.

#### 2− المتغيرات الترتيبية Ordinal Variables

متغير نوعي ذو عدد محدد من الفئات يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، ولا يمكن تحديد الفروق بدقة بين القيم المختلفة. مثال: كبير وسط صغير.

مثال: A أكبر من B ولكن V نستطيع معرفة كم يكبر A عن A.

مــــثال: إذا كانـــت علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة فادي، وأن علامة فادي أكثر من علامة نبيل، فإننا نعرف هنا ترتيب الأفراد فقط.

#### 3- المتغيرات الفئوية Interval Variables

المستغيرات الكمية التي يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها وذلك دون أن تتأثر المسافة النسبية بين قيمها، ويميز هذا المتغير من خلال قيمة الصفر التي لا تعنى عدم توافر تلك الصفة.

مثال: إذا حصل محمد على علامة (صفر) في اختبار اللغة الإنجليزية فهذا لا يعني أن محمد لا يعرف شيئاً في اللغة الإنجليزية.

مثال: إذا كانت درجة الحرارة تساوي (صفر) فهذا لا يعني عدم وجود درجة حرارة.

#### 4- المتغيرات النسبية Ratio Variables

مــتغيرات كمية ليس لها فئات محددة وهي تشبه المتغيرات الفئوية ولكن الصفر هنا يمثل عدم توفر الصفة، ومثال له المتغيرات الزمنية.

مثال: علامات الطلاب في مساق معين، أوزان الطلاب.

الاستخدام	المقياس
تصنیف	1. – الاسمي Nominal
تصنیف + ترتیب	2.– الترتيبي      Ordinal
تصنيف + ترتيب + مسافة + صفر افتراضي	3.– الفئوي
تصنیف + ترتیب + مسافة + صفر مطلق	4. – النسبي

- \* تصنف المتغيرات حسب وجود علاقة بين متغيرين إلى:
- 1. المستغير المستقل Independent Variable: وهو المتغير الذي يخضع لسيطرة الإحصائي أو الباحث.
- 2. المستغير التابع Dependent Variable: وهو المتغير الذي نتنبأ بقيمته من حلال معرفتنا لقيم المتغير المستقل.

مثال: إذا أراد مدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، حدد المتغير المستقل والمتغير التابع؟

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: عدد ساعات الدراسة.

مثال: أثر الغياب على تحصيل الطالب.

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: الغياب.

#### 1-2 مقاييس النزعة المركزية

#### **Measures of Central Tendency**

#### مقدمة:

لأي بــيانات إحــصائية هناك حواص تساعد على إعطاء فكرة ومدلول عن وضع هذه البيانات ومن هذه الخصائص ما يلي:

- إحصائيات الترعة المركزية وتسمى بالمتوسطات واهم هذه المتوسطات هي: الوسط الحسابي والوسيط والمنوال، ونتمكن بواسطتها من تحديد موقع النقطة التي تتمحور حولها كافة القيم، ولكل من هذه الإحصائيات مزايا وعيوب، ويمكن استحدام أي منها بناء على عدة امور منها:
  - شكل التوزيع: هل هو معتدل أم ملتو.
  - مستوى القياس: هل هو اسمي، رتبي، فئوي، نسبي.
- إحمصائيات التمشتت: ويقصد بها حالة الانتشار التي تكون عليها البيانات حول المتوسط، وأهم هذه المقاييس المدى والتباين والانحراف المعياري.

#### Arithmetic Mean ( $\overline{X}$ ) الوسط الحسابي -1

الوسط الحسابي هو معدل المشاهدات في التوزيع. الوسط الحسابي هو مجموع قيم المشاهدات على عددها.

#### \* الوسط الحسابي للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\overline{X} = \underline{\Sigma X_i}$$
 الوسط الحسابي  $\overline{X} = \underline{\Sigma X_i}$  عددها  $\overline{X} = \underline{\Sigma X_i}$ 

حيث أن:

X : رمز الوسط الحسابي للعينة ويقرأ اكس بار.

Σ : رمز المجموع ويقرأ سيجما.

: رمز المشاهدة.

n : عدد المشاهدات في العينة.

#### \* الوسط الحسابي للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\overline{X} = \underbrace{\Sigma X_{j} * F_{i}}_{\Sigma F_{i}}$$

: X : مراكز الفئات.

: Fi : التكرار.

#### \* الدلالات الإحصائية للوسط الحسابي Statistical Significance for Mean

- كلما ارتفعت قيمة الوسط الحسابي للعلامات دل ذلك على أداء أفضل، بشرط أن لا تكون هناك قيم متطرفة عالية أدت إلى ارتفاع الوسط الحسابي .
- كلما كانت العلامات موزعة على جانبي وسطها الحسابي بشكل متماثل ومتساو كان التوزيع معتدلاً وكاشفاً عن الفروق بين الطلاب بصورة أفضل.

#### \* خصائص الوسط الحسابي Mean's Characteristics

- ■يعتمد على جميع المشاهدات.
- ■سهل الفهم والتفسير، ويتم حسابه بسهولة وسرعة.
- يتأثر بالتحويلات الخطية، ولا يتأثر باختلاف العينات في المحتمع.
  - مقياس الترعة المفضل عند الحديث عن الإحصاء الاستدلالي.
    - محموع انحرافات القيم عن وسطها الحسابي يساوي صفراً.

#### \* عيوب الوسط الحسابي Mean's Deficiencies

- لا يمكن قياسه بالطرق البيانية.
- قابليته للتأثر بعدد قليل من المشاهدات المتطرفة.
- لا يمكن حسابه في التوزيع ذي الفئات المفتوحة.

#### Median (Md) الوسيط -2

المشاهدة التي تقسم التوزيع إلى نصفين بحيث يكون فوقها 50% من المشاهدات ودولها 50% من المشاهدات .

#### الوسيط: المشاهدة التي تقع في منتصف التوزيع. وهو المئين 50 ( P50 ).

#### لحساب الوسيط:

- نعمل على ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً.
- ■إذا كان عدد البيانات فردياً تكون المشاهدة التي ترتيبها (1+n) هي الوسيط.
- ■إذا كان عدد البانات زوجياً يكون معدل المشاهدتين اللتان ترتيبهما (n/2) و البانان عدد البانات ترتيبهما (n/2) و البانان عدد البانات ترتيبهما (n/2) و البانات ترتيبهما (n/2)

#### \* الوسيط للبيانات المبوبة Grouped data

و = الحد الأدى الفعلي لفئة الوسيط + 
$$( _{0} - _{0} - _{0} )$$
 لفئة السابقة) \* ط  $_{0}$  لفئة الوسيط

تر: التكرار التراكمي للوسيط.

ت : التكرار التراكمي الصاعد للفئة السابقة لفئة الوسيط.

ت : التكرار العادي لفئة الوسيط.

ط: طول الفئة.

$$M_d = L + (\Sigma fi/2) - f_1 * H$$
  
 $f_2 - f_1$ 

#### حيث أن:

. الحد الأدبى الفعلى لفئة الوسيط. H: طول الفئة.  $(\Sigma \, F_i \, / 2)$ : قيمة موقع الوسيط.

fl : التكرار المتجمع السابق لموقع الوسيط f2 :التكرار المتجمع اللاحق لموقع الوسيط

#### خصائص الوسيط Median's Characteristics

- يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
- ◄ يمكن احتسابه في حالة فقدان بعض القيم شرط ان يكون ترتيبها معروفاً.
  - سهولة احتسابه، يمكن إيجاده بيانياً.
  - ◄ لا يتأثر بالقيم المتطرفة، موقعه يتوسط البيانات.
  - لا يعتمد على قيم البيانات وإنما يعتمد على موقعها.
  - يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).

#### عيوب الوسيط Median's Deficiencies

- ■حساس للقيم الوسيطة.
- إذا كان عدد المشاهدات قليل فالوسيط قد لا يعبر بصورة واضحة صحيحة عن مركز تجمع المشاهدات.

#### 3- المنوال ( Mode ( M₀):

العلامة أو مركز الفئة أو الصفة التي تقابل أعلى تكرار في التوزيع.

القيمة الأكثر تكراراً أو الظاهرة الأكثر شيوعاً.

#### \* المنوال للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

- \* ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.
- \* المنوال للبيانات المبوبة Grouped Data

#### 1- طريقة الفروق (بيرسون ):

- تحديد الفئة المنوالية: وهي الفئة التي يقابلها أكبر تكرار.
  - استخدام الصيغة التالية لحساب قيمة المنوال

$$\mathbf{M_o} = \mathbf{L} + \frac{\mathbf{d_1}}{\mathbf{d_1} + \mathbf{d_2}} * \mathbf{H}$$

H: طول الفئة.

حيث ان: L: الحد الأدبى الفعلى للفئة المنوالية.

تكرار الفئة المنوالية - تكرار الفئة السابقة :  $d_1$ 

d2 : تكرار الفئة المنوالية - تكرار الفئة اللاحقة

#### 2- طريقة الرافعة

$$\mathbf{M}_{o} = \mathbf{L} + - - - * \mathbf{H}$$

$$\mathbf{d}_{a} + \mathbf{d}_{b}$$

حيث ان: L : الحد الأدني الفعلى للفئة المنوالية. da : تكرار الفئة اللاحقة.

d<sub>b</sub> : تكرار الفئة السابقة.

H : طول الفئة.

#### خصائص المنوال Mode's Characteristics

- محدود الاستعمال ، و يتأثر كثيراً بحجم العينة.
- الإحسصائي الوحسيد الذي يمكن استعماله عندما تكون البيانات الإحصائية بمستوى القياس الاسمى.

- يمكن استعماله عندما تكون البيانات رتبيه أو فئوية أو نسبة.
- لا يعتمد على جميع قيم البيانات وإنما يعتمد على القيم المتكررة.
  - يتأثر بطول الفئة في التوزيع، ويمكن إيجاده بيانياً.
  - ■يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).
    - لا يتأثر بالقيم المتطرفة.
    - قد يكون للتوزيع أكثر من منوال.
- ◄ لا يدخل كثيراً في تحليلات إحصائية خارج نطاق وصف البيانات.
  - يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
  - اقل تعبيراً كمتوسط عندما تكون القيم منتشرة على مدى واسع.
    - يمكن أن يكون للبيانات أكثر من منوال واحد.

مـــثال 4-11: البـــيانات التالية: 5، 10، 27، 32، 18، 10، 40، 32 ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.

■ المنوال يمكن أن يحسب للمتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية.

#### : Percentiles (Pi) المئينات -4

مقــياس يتم بموجبه تقسيم البيانات إلى 100 جزء متساوي وبالتالي يوجد 99 مئين. وهو قيمة معينة ضمن التوزيع تسبقها أو تليها نسبة مئوية معينة من المشاهدات الداخلة فيه.

المئين ك: المساهدة التي يقل عنها أو يساويها ك% من المشاهدات، ويرمز للمئين ك بالرمز من إن قيمة المئين i تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \frac{[(i \sum f_i) / 100] - f_1}{f_2 - f_1} * H$$

#### \* إيجاد المئين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

تعسريف: السرتبة المئينسية لمشاهدة ما هي النسبة المئوية للتكرار التراكمي المقابل لتلك المشاهدة بالنسبة إلى مجموع التكرارات.

إيجاد رتبة المئين المطلوب = (ترتيب المئين/100) \* (عدد البيانات+1)

Rank 
$$P_k = k(n+1)/100$$
 (  $n+1$  ) \* رتبة المئين  $\frac{k}{100}$ 

#### \* إيجاد المئين للبيانات المبوبة Grouped Data

 $(i \sum f_i) / 100$  : إيجاد موقع أي مئين يتم تحديده كالآتي

موقع المئين ثمانين P80 هو القيمة  $P80 / (8', \sum f_i) / 100$ 

تحديد التكرار الصاعد المقابل للمئين المطلوب.

تحديد فئة المئين المطلوب: وهي أول فئة تقابل تكرار صاعد يساوي أو يزيد عن التكرار الصاعد للمئين.

المئين ك= الحد الأدنىالفعلي لفئته+ 
$$\frac{(2/100)^* بجموع (ت ي - تكرار صاعد للفئة السابقة)* ط تكرار عادي لفئة المئين$$

إن قيمة المئين i تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \frac{[(i \sum f_i) / 100] - f_1}{f_2 - f_1} * H$$

#### 3-1 مقاييس الـتـشــتت Measure Dispersion or Variation

تستحدم مقاييس التشتت لقياس انتشار قيم المشاهدات حول نقطة التركز وهي الوسط الحسابي، وإن المقسصود بالتشتت أو الاختلاف هو التباعد الموجود بين قيم المشاهدات التابعة لمتغير ما عن وسطها الحسابي.

إذا كسان لديسنا مجموعتان من البيانات لها نفس الوسط الحسابي فمن الممكن أن تكونا مختلفتين في انتشارهما حول الوسط الحسابي.

كلما كبيرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة كبيرة من الاختلاف بين قيم البيانات، وكلما صغرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة قليلة من الاختلاف بين قيم البيانات.

لذلك هذه المقاييس تعطي فكرة عن مدى تجانس أو اختلاف البيانات عن مركزها ويدل ذلك على درجة انتشارها.

#### وهناك عدة مقاييس للتشتت وهي:

- Range (R)
  - Mean Deviation (MD) الانحراف المتوسط .2
- Variance  $(\sigma^2)$  3.
  - 4. الانحراف المعياري ( Standard Deviation ( σ )
  - 5. معامل الاختلاف ( Coefficient Variation ( CV )

#### Range (R) المدى -1

يعسرف المسدى لمجمسوعة من البيانات على انه الفرق بين اكبر قيمة واصغر قيمة لتلك المجموعة، ويرمز له بالرمز R.

#### \* المدى للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

المدى = اكبر قيمة - اصغر قيمة - اصغر قيمة المدى = اكبر قيمة المدى

#### \* المدى للبيانات المبوبة Grouped Data

بمــا أن اصغر قيمة واكبر قيمة مجهولة في حالة المعطيات المبوبة فان قيمة المدى التقديرية

#### هى:

المدى للتوزيع = مسركن الفئة الأخيرة - مركز الفئة الأولى = الحد الأعلى للفئة الأخيرة - الحد الأدن للفئة الأولى = الحد الأعلى الفعلى للفئة الأخيرة - الحد الأدن الفعلى للفئة الأولى

#### \* عيوب المدى Range's Deficiencies

- 1. يتأثر بالقيم الشاذة والمتطرفة.
- 2. لا يستخدم في حالة المعطيات المبوبة التي تتضمن فئات مفتوحة.

#### \* مزایا المدی Range's Characteristics

- 1. سهولة الفهم.
- 2. سهولة حسابه.
- 3. كثرة استخدامه في الأوساط العامة.

#### Mean Deviation (MD) الانحراف المتوسط -2

الوسط الحسابي للقيمة المطلقة لانحراف تلك القيم عن وسطها الحسابي.

معدل انحراف المشاهدات في التوزيع عن وسطه الحسابي.

\* الانحراف المتوسط للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\frac{1 - m - m}{v} = \frac{1}{m}$$

 $MD = \underline{\Sigma} |\underline{x_i} - \overline{X}|$ 

حيث: M<sub>D</sub> ، أ.م : الانحراف المتوسط.

الوسط الحسابي.  $\overline{X}$ 

Xi ، س: المشاهدات.

#### \* الانحراف المتوسط للبيانات المبوبة Grouped Data

بافتراض أن كافة القيم الواقعة ضمن الفئات هي عند مركز هذه الفئات فإن الانحراف المتوسط عبارة عن بحموع انحرافات قيم مراكز هذه الفئات عن الوسط الحسابي مضروبة بتكراراتما ثم قسمة الناتج على مجموع التكرارات.

$$\mathbf{MD} = \underbrace{\sum D_i * f_i}_{\sum f_i}$$

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

حث

$$|x_i - \overline{x}|$$
 قيم الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابي  $D_i$  :  $D_i$  .  $D_i$  :  $X_i$  : مراكز الفئات.

#### \* عيوب الانحراف المتوسط Mean Deviation Deficiencies

- 1. نادر الاستخدام بسبب كون عملية احتسابه تعتمد على القيم المطلقة والتي تحمل الإشارة.
  - 2. عدم إمكانية استخدامه مع الجداول التكرارية ذات الفئات المفتوحة.

#### \* مزايا الانحراف المتوسط Mean Deviation Characteristics

1. في احتسابه يتم شمول كل القيم المطلوب تقدير قيمة تشتتها.

#### $(\sigma^2)$ Variance التباين -3

هو الوسط الحسابي لمربعات انحرافات القيم Xi عن وسطها الحسابي  $\overline{X}$ . القيمة المرتفعة للتباين تعني أن الأشياء متباينة، متباعدة، متناثرة، غير متحانسة. القيمة المنخفضة للتباين تعني أن الأشياء غير متباينة، متقاربة، متحانسة.

التباين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\frac{2(\overline{w}-\overline{w})}{3} = \frac{2}{3}$$

$$\frac{2(--)^2}{(--)^2} = \frac{2}{2}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{i} - \overline{X})^{2}}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma x_{i}^{2} - n \overline{X}^{2}}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma x_{i}^{2} - [(\Sigma x)^{2} / n]}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma x_{i}^{2} - [(\Sigma x)^{2} / n]}$$

#### \* التباين للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{i} - \overline{X})^{2} * f_{i}}$$

$$\underline{\Sigma}fi$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma X_{i}^{2} * f_{i} - n * \overline{X}^{2}}$$

$$\underline{\Sigma}fi$$

#### 4- الانحراف المعياري ( Standard Deviation ( σ

الانحراف المعياري من أكثر مقاييس التشتت شيوعاً وأهمية، وهو الجذر التربيعي لمتوسط مسربعات انحسرافات القسيم عن متوسطها الحسابي، وإن الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي للتباين.

لحساب الانحراف المعياري:

- **ا** إيجاد المتوسط الحسابي للمشاهدات.
- إيجاد انحرافات القيم المختلفة عن المتوسط الحسابي ومن ثم تربيعها، ثم جمعها.
  - إيجاد متوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.
- إيجاد الجذر التربيعي لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.

#### القانون الأساسي للانحراف المعياري:

$$\sigma = \sqrt{\sum (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}})^2/n} = \sqrt{\sigma^2}$$

الانحراف المعياري = الجذر التربيعي للتباين

$$\sigma^2 = \frac{2(\bar{\omega} - \omega)}{\dot{\omega}} = \sigma$$

#### الشكل العملي لقانون الانحراف المعياري

تعـــتمد هذه الصيغة على القيم الأصلية، ولا يدخل المتوسط أو الانحرافات عن الوسط الحسابي في حساها بشكل مباشر، وتكون المعادلة على الشكل التالي:

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

$$\sigma = \sqrt{\left(\frac{\Sigma x^2}{n}\right) - \left(\frac{\Sigma x}{n}\right)^2}$$

$$\sigma = \sqrt{(\Sigma x_i^2 - [(\Sigma x)^2 / n]) / n}$$

n: عدد المشاهدات.

حيث أن: X: المشاهدات.

#### \* خصائص الانحراف المعياري Standard Deviation Characteristics

1- يعتبر من أكثر مقاييس التشتت استخداماً وأهمية.

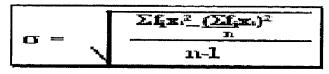
2- يتأثر بالتحويلات الخطية.

3- يعتمد في حسابه على جميع المشاهدات.

4- في التوزيعات القريبة من التوزيع الطبيعي نلاحظ أن:

- 68.27% من البيانات تقع في مدى انحراف معياري واحد عن الوسط.
  - 95.45% من البيانات تقع في مدى انحرافين معياريين عن الوسط.
- 99.73% من البيانات تقع في مدى ثلاثة انحرافات معيارية عن الوسط.

#### \* الانحراف المعياري للبيانات المبوبة Grouped Data



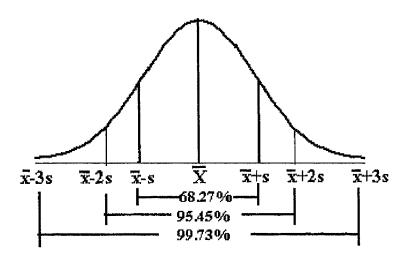
حيث:

، fi: التكرار. ، n: عدد المشاهدات.

Xi: مركز الفئة.

#### \* تفسير الانحراف المعياري Standard Deviation Explanation

يسستخدم الانحسراف المعياري بشكل عام كأحد مقاييس التشتت، وذلك لمعرفة عدد المستخدم الانحسراف المعياري بشكل عام كأحد مقاييس التشتت، وذلك لمعرفة عدد المستفاهدات ونسستها والتي تقع على بعد معين من الوسط الحسابي  $\overline{X}$  حيث انه وباستخدام الصيغة التحريبية (في التوزيعات المتماثلة والطبيعية) نلاحظ أن نسب المشاهدات تكون كما هو موضح بالشكل(1).



شكل(1): الصيغة التجريبية للتوزيع المتماثل.

في الـــتوزيعات الطبيعــية نتوقع أن 68.27% من القيم تقع على بعد انحراف معياري حــول الوسط، وأن 95.45% من القيم تقع على بعد انحرافين معياريين حول الوسط، وأن 99.73% من القيم تقع على بعد ثلاث انحرافات معيارية حول الوسط، أما في التوزيعات غير المتماثلة نتوقع الحصول على نسب مختلفة عن تلك.

ولتوضيح عملية استخدام الانحراف المعياري لتفسير عينة ما، يجب إيجاد الفترات  $\overline{X}\pm S$  ،  $\overline$ 

#### 5- معامل الاختلاف ( Coefficient of Variation ( CV ) معامل الاختلاف

إن معامــل الاختلاف يفضل عن الانحراف المعياري وغيره من مقاييس التشتت لمقارنة تشتت البيانات بين عدة مجموعات من البيانات.

إن معامل الاختلاف يعطي نسبة الانحراف المعياري إلى الوسط الحسابي، وبما أن معامل الاختلاف هـو مقياس لقياس التغير النسبي على شكل نسبة مئوية، لذلك معامل التغيير يمكن الستخدامه لمقارنة التشتت داخل عدة مجموعات من البيانات حتى وان كانت وحدات القياس لهذه المجموعات مختلفة.

ويحسب من خلال المقارنة بين الوسط الحسابي والانحراف المعياري للبيانات حسب:

$$CV = \frac{Sx}{\overline{X}} * 100\% \qquad \text{or} \qquad CV = \frac{\sigma}{\mu} * 100\%$$

معامل الاختلاف = (الانحراف المعياري/الوسط الحسابي)\* 100% كلما كان معامل التغير كبير يعني ذلك وجود تباين واختلاف بين المشاهدات.

#### 4-1 الارتباط Correlation والانحدار 4-1

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين الظواهـر، كالعلاقـة بين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الجامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف من تخليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو  $X_i$  Variable عمروعة من المتغير التابع  $X_i$  Independent Variables عمروعة من المتغير التابع  $X_i$  ) مدن عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

الارتباط Correlation: علاقة بين متغيرين لمعرفة ما إذا كان تغير أحدهما مرتبطاً بتغير الآخر.

- أنواع الارتباط Types of Correlation
- \* من حيث الـقــوة Based on Strength
- 1. ارتباط تام Complete Correlation: يتحدد متغير كلياً عن طريق متغير آخر. مثال) العلاقة بين مساحة الدائرة و نصف قطرها.
  - 2. ارتباط غير تام Partial Correlation: يتأثر متغير معين بمتغير آخر. مثال) حجم الإنفاق و دخل الأسرة.

#### \* من حيث عدد المتغيرات Based on Number of Variables

1. ارتباط بسيط Simple Correlation :r ارتباط بين متغيرين كميين فقط. مثال) العلاقة بين عمر الأب وعمر الطالب.

2. ارتــباط متعدد Multiple Correlation :R يدرس العلاقة بين أكثر من متغيرين،  $X_i$  تكون العلاقة بين المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة نالعلاقة بين المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير العلاقة المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير العلاقة المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير العلاقة المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير المتغير المتغير التابع وعدة متغيرات مستقلة المتغير المتغير

مثال) العلاقة بين حجم المبيعات وعدد الأسواق وعدد السكان.

#### \* قياس الارتباط Measures of Correlation

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتجاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

### ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يــستخدم معامــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين توتيبين Ordinal.

#### الانحدار ومفهومة Regression Concept

في دراسة العلاقة بين ظاهرتين أو أكثر إذا كان الهدف تحديد نوع وقوة العلاقة فإننا ندرس الارتسباط Correlation، أما إذا كان الهدف دراسة العلاقة من خلال التمثيل البياني بأفضل علاقة اقتران ممكنة بالشكل Yi = f(x) فإننا ندرس الانحدار Regression ويسمى المستقيم أو المستحيى الذي يمثل هذه الاقتران بمستقيم أو منحنى الانحدار، وهو من الأساليب الإحصائية المستخدمة لتحديد التأثيرات بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع عن طريق معادلة الانحسدار للتنسبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة، فإذا كان عدد المتغيرات المستقلة واحد فيسمى انحدار خطي بسيط Simple Linear Regression، أما إذا كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد معدد المتعدد متعدد المتعدد المتعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد المتعدد المتعدد المتعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد المتعدد الم

### الانحدار Regression:

للانحدار عدة تعريفات منها:

- ■الميل أو الانحدار نحو الوسط.
- ■إيجاد النموذج الذي يمثل العلاقة السببية بين متغيرين أو أكثر.

- يستخدم للتنبؤ بقيمة متغير عن طريق معرفة متغير آخر مرتبط به، مثل التنبؤ بالأرباح إذا عرفت المبيعات.
- العلاقـــة بين المتغيرات من خلال بناء معادلة تستخدم للتقدير والتنبؤ بقيمة المتغير التابع Y بدلالة متغير أو متغيرات مستقلة Xi ، مثل العلاقة بين الدخل والطلب.
- الانحــدار الخطي Linear Regression: تكون معادلة التقدير عند عرضها بيانياً على شكل خط مستقيم.

#### التنبؤ:

تقدير بيانات غير معروفة مبنية على بيانات معروفة وذات صلة بالظاهرة.

الانحدار يفترض وجود علاقة خطية قوية.

### تحليل الانحدار Regression Analysis:

الأساليب التي تستخدم في تقدير قيمة متغير عند معرفة قيم متغير آخر.

تحليل الانحدار الخطي الثنائي Bivariate Linear Regression: يستحدم لتمثيل العلاقة على شكل معادلة خطية للتنبؤ بقيمة متغير من خلال قيم متغير آخر، ويكون المتغير الأول كمياً ويسمى المتنبيء ويكون المتغير الثاني كمياً ويسمى المتنبيء ويكون المتغير الثاني كمياً ويسمى المتنبئ به.

## \* أهداف تحليل الانحدار Regression Analysis Objectives

- $X_{
  m i}$  تحديد العلاقة بين المتغير التابع  ${
  m Y}$  والمتغيرات المستقلة .1
- $X_i$  التنبؤ بقيمة المتغير التابع Y عن طريق المتغيرات المستقلة  $X_i$ 
  - 3. الاستنتاج حول المحتمع من خلال المعادلة التقديرية.
- 4. اختبار الفروق بين خط الانحدار التقديري وخط الانحدار الحقيقي.

### \* الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression

هـــو الــبحث في العلاقة بين متغيرين فقط وهما المتغير التابع Y والمتغير المستقل X، وإن معادلة الانحدار في المجتمع هي:

#### $Y_i = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i$

Υ: المتغير التابع. Χ: المتغير المستقل. α: معامل ثابت. β: ميل الانحدار.

Disturbance term error الخطأ تسبب الخطأ  $\epsilon_i$ 

المستغير المستقل Independent Variable: المتغير الذي يستخدم في تقدير قيم المتغير الآخر (السبب).

المتغير التابع Dependent Variable: المتغير الذي نقدره (الأثر).

التسباين Variance: وحسود فروق بين المشاهدات، مسافات، إذا كانت كبيرة يكون التباين كبير، وإذا كانت صغيرة يكون التباين صغير، وإذا انعدمت انعدم التباين.

إذا اعتمدت معادلة الانحدار على بيانات العينة نستعيض عن lpha بالرمز eta بالرمز b

$$\hat{y}_i = a + bX_i + e_i$$

معادلة الانحدار في العينة هي:

 $e = (Y - \overline{Y})$ 

 $\hat{y} = a + bX_i$ 

Y: المتغير التابع. X: المتغير المستقل. a: ثابت. b: معامل انحدار.

إن خط الانحدار يمر من خلال نقطة الوسط  $(\overline{\mathbf{X}},\overline{\mathbf{Y}})$ ، لذلك فإن مجموعة الأخطاء دائماً  $\Sigma \mathbf{e}_{\mathrm{i}}=0$ 

## \* معادلة خط الانحدار Regression Equation

# Equation Estimation المعادلة التقديرية للانحدار الخطي البسيط -1

$$Y_i = E(Y_i) + \varepsilon_i$$
  

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

ei : الخطأ العشوائي.

## Least Squares Method طريقة المربعات الصغرى

حستى نقدر ميل خط الانحدار غير المعلوم بواسطة طريقة المربعات الصغرى والتي تعتمد على تقليل مجموع مربعات انحرافات القيم الحقيقية  $y_i$  عن القيم التقديرية  $\hat{y}_i$  حيث (b) تمثل الميل

وهو نسبة تغير قيمة المتغير التابع y إلى وحدة واحدة من المتغير المستقل x وان a تمثل معامل الستقاطع والذي يعني مقدار قيمة y عندما تكون قيمة المتغير المستقل x = صفراً. وذلك بإتباع الخطوات التالية:

- $eta, \, \alpha, \, E(y)$  معادلة خط الميل التقديري  $\hat{y} = a + bX$  حيث  $\hat{y} = a + bX$  معادلة خط الميل التقديري  $\hat{y}_i$  عن القيمة التقديرية  $\hat{y}_i$  يكون بمقدار  $\hat{y}_i$  وهي  $\hat{y}_i$  عن القيمة التقديرية  $\hat{y}_i$  يكون بمقدار  $\hat{y}_i$  وهي  $\hat{y}_i$  انحراف كل قيمة حقيقية  $\hat{y}_i$  عن القيمة التقديرية  $\hat{y}_i$  عن التقدير التقديرية  $\hat{y}_i$  عن التقدير التقديرية  $\hat{y}_i$  عن التقديرية  $\hat{y}_i$  عن التقدير التقد
- x, y إذا علمنا بقيمة معامل الانحدار b إذا علمنا بقيمة معامل الارتباط البسيط بين كالتالي:

$$b = \underline{S}_y * r_{xy}$$
$$S_x$$
$$r_{xy} = \underline{S}_{\underline{x}\underline{y}}.$$
$$S_xS_y$$

بتعویض قیم a, b نحصل علی خط الانحدار التقدیری کتقدیر لخط انحدار الجمتم  $E(Y) = \alpha + \beta X$ 

أ- معادلة خط انحدار ص على س هي:

J - - - 1

التحليل الإحصائي

ب- معادلة خط انحدار س على ص هى:

$$\mathbf{v} = (\mathbf{\sigma} / \mathbf{\sigma}_{\omega})^*$$
 ر

# ١ = س ــپحت

- \* خواص مقدرات طريقة المربعات الصغرى
- ◄ خاصية عدم التحيز. خاصية أقل تباين ممكن.
- **Multiple Linear Regression**

## \* الانحدار الخطى المتعدد

الانحدار المتعدد (متغيرين مستقلين) Two Independent Variables الانحدار المتعدد (متغيرين مستقلين) تحليل الانحدار ملائم لمعرفة كم من التباين يستطيع المتغيران معاً أن يفسرانه من التباين في المتغير التابع.

بمعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الأول، ومعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الثاني، نستطيع أن نكشف عن الأهمية النسبية لكلا المتغيرين.

#### الافتراضات للانحدار المتعدد

- 1. أن المتغيرات المستقلة مستقلة (معامل الارتباط بينها 0).
- 2. أن المتغيرات الداخلة على يمين إشارة=في المعادلة يمكن أن يكون بينها ترابطات المتغيرات المستقلة (متنبئات) Predictors المتغيرات المستقلة (متنبئات)
  - \* معادلة الانحدار الخطى المتعدد

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_1 + \mathbf{b}_2 \mathbf{x}_2$$

a : المقطع الصادي وهو بعد النقطة التي يقطع عندها خط الانحدار.

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

نعير الأنحدار للمتغير الأول  $x_1$  (وزن الانحدار)، تعني التغير في y الذي يقابل تغير  $x_1$  وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

b2: معامل الانحدار للمتغير الثاني x2، تعني التغير في y الذي يقابل تغير x2 وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

### اختيار الأساليب الإحصائية الوصفية المستخدمة لمتغير واحد:

	س المناسبة	أساليب القيام		ئى عالىد
أخرى	المقاييس النسبية	تشتت	نزعه مركزية	نوع المتغير
	التكرار النسبي ( % للتكرارات)	التكرار النسبي للقيمة المنوالية	المنوال	اسمي Nominal
	التكرار النسيي	نصف المدى الربيعي	الوسيط	رټي Ordenal
معاملات الالتواء والتفرطح.	التكرار النسبي مثل النسبة، الميثني الارباعيات	المدى المطلق. التباين الانحراف المعياري	المتوسط للتوزيع الاعتدالي. الوسط والمتوسط للتوزيع ملتو	فئري أر نسي Interval Or Ratio

## 1-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

#### مثال 1-1)

اذا كانت الاستبانة التالية هي عبارة عن استجابة (10) طلاب على سؤال بتدريج ليكرت الخماسي وهو (ان التعليم العالي في الاردن في تطور مستمر)، وعلامات الطلاب بمادتي الاحصاء والقياس، كما تحتوي بعض المعلومات عن الطلبة المستجيبين لهذه الاستبانة.

0رقم الط	الب:ا			
الجنس	◊ ذكر	🔷 انثی		
المستوي	◊ او لي	♦ ثانية	♦ ثالثة	♦ رابع

ستمر)	(ان التعليم العالي في الاردن في تطور مستمر) درجة الموافقة				علامة	علامة	المستوى	الجنس	الرقم
معارض بش <i>د</i> ة	معارض	محايد	موافق	موافق بشدة	القياس	الاحصاء	المستوى	الجنس	الرفم
			-		90	65	1	1	-1
					85	70	3	2	-2
					83	75	2	1	-3
					95	80	4	1	-4
					90	60	3	2	-5
					70	90	2	1	-6
		_			75	80	3	1	-7
				_	60	65	2	2	-8
	_				80	80	2	2	-9
_					50	55	1	1	-10

### اجب عن الاسئلة التالية:

- 1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.
  - 2- ادخل البيانات الى البرنامج.
  - 3- احسب مقاييس الترعة المركزية.
    - 4- احسب مقاييس التشتت.
  - 5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟
    - 6- ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟
- $\alpha$ -0.05 ). حد معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى (  $\alpha$ -0.05 ).
- 8- جــد معامــل الارتــباط بــين علامة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى (  $\alpha$ =0.05 ).
- -9 هـــل هناك علاقة بين مستوى الطالب و درجة موافقته و هل هو دال على مستوى (  $\alpha$ =0.05 ) ولصالح من؟

10- اعمل على حفظ الملف تحت اسم 10

الحل:

1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

- مستغير الجسنس Sex وهسو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى الرقم 1 للذكور والرقم 2 للإناث.

- المستوى الدراسي:

٥ سنة اولى. 1 سنة ثانية. 2

سنة ثالثة. 3 سنة رابعة. 4

- أسئلة الاستبانة مصممة على أساس مقياس "ليكرت" الخماسي كما يلي:

٥ موافق بشدة.

٥ موافق. ٥

0 محايد.

٥ معارض. ٥

٥ معارض بشدة. 1

SPSS برنامج استخدام برنامج 1-1 ، بواسطة استخدام برنامج 1-1 يتم كما يلى:

\* تشغیل نظام SPSS

Start – Programs – SPSS for Windows – SPSS10.0for Windows – Type in data – Ok

\*\* Start Programs SPSS for Windows No. 5PSS 10.0 for Windows Tage in dieta OK

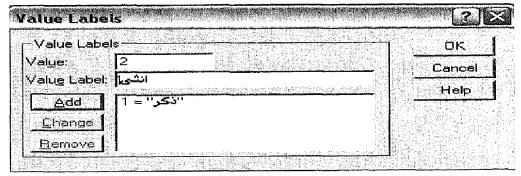
تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

		olcal bal				
1:			** * <b>********************************</b>	BO-PARAIN LININGS SENSON LINES OF PROPERTY OF WHITE SENSON SENSON SENSON SENSON SENSON SENSON SENSON SENSON SE		g profile page 44 pag distribution in a se-
	var	var	var	var	Var	Vall
1	₩.					
Z					The second secon	
	)-[					
4					L. J. Michael and Company of the State of th	
£	<u> </u>			•	9 (A) - 1 ( A) - 1 (	arrivo - Milaniera da
E		The second secon	all the control of th	41.1 miles (1.1 miles	many producting the control of the state of	
7			rend of electric to an Amelian community of the state of	CONTRACTOR	gen basen state state and significant support part to Madestan and section and librarian	
Ë	1	<b>†</b>	THE PROPERTY OF THE PROPERTY O		A Bertham, M. C	Science of Wild Continues of the Continu
9		THE STATE OF STREET	yar-11-11-11-11-11-11-11-11-11-11-11-11-11		The state of the s	
10						

الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرات الواردة في مثال 1-1 انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:

-   -   -  -  -  -  -  -  -  -  -  -	ang es as gui Pina Tanta	alla ett. Peleen	n Arrest	ini (bajih	e Wêzar Be	des rea						
		11		<b>B</b> ti 24	ur O		IGN	Account to the second second second second				Action to the second se
	Marres	Tm	14	Wilde	Decaya	Let	yr I	A.44.44.E	Markani	Cakeagu	Airgn	Wein in
	-	Service of				1		•				
		e.									1	
***************************************		in the second							\$	- j	1	

نعبيء الحانات أعلاه وهي Measure ، ... ، Type ، Name بالشكل التالي:
مثلا لادخال متغير الجنس نعبيء الحانات أعلاه وهي Name اسم المتغير ونكتب الجنس،
ثم نوع المتغير Type ونختار Numeric أي رقمي، ... ، وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالي:



وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

	contraction of a track and	ZVIIGE Berefuk		ar telepas and	e atal		To the second		ALCONOMIC DESCRIPTION
	iningana magania		anaparana anapar	iniminimi omicine area cinimini promovinimi		<del>ya katanda maa</del>			
	Marrie	Тура	Wilde	Decembe Lebel	With the same	Moonerg	Calumna	Algn	Magaure
	a_a	Palmagers;	gli.	Ó	Na ma	Ngre	H	Carter	Scale
2	اثيسي	Number	3	D	11.44.	None	8	Carles	Herrand
1	المعشرين	Parent.	(	O	إمنة الزاني , [ ]	Nane	9	Cartes	Crotinal
1	n <sub>jjed</sub>	Manager	1		إسارتين بغطي []	Mare		Carter	Circle read
5	Maria Maria	Humbie.	g:	Ü	Nana	Naro	a	Cartier	Scale
- 6	اللو	Minimic.	g <sub>1</sub>	0	Nare	Nate	9	Carter	Scale

انقر على Data View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:

-	etanagan.		# P					111		亚[]	4	<b>(2)</b>		and the second s
iq.il		A. S	helichen in the Edit	and the second of the second o		An an annual section of	annormalisation of the second	The state of the s	en anna mere sa ta-ler ann at milata (2)	Annual Section of the second section of the second		- magazine - magazine - Ma	ACT . The	
		الرام		المعول	<u>,4</u>	l di	البستو	1,000	1	المسيار		البائس		(File)
1	Congression of	and delivery and	Control of the Party	and the second			en school en himselde	AR SECTION SEC		NEATHER PROPERTY.		TOTAL MEDICAL CONTRACTOR CONTRACTOR	}	Paragraph (STR) (Report)
7 ·	P. Salan profile is	ere menerokus	renes eschienes	liter die een ze vald	ner anner i librar en en	Toy Sh Share decide	g na in an an ng galinjang saling b	erigini i in ini dina bibbiadi	7.000				Ì	
â	***** #F ###	arrenar mann	ni munin istirare	- 1 1996 966	~ ~~~~ ** <b>**</b> *** *** **		DA 186 MAE	1		- and expressings detection				
-		4.4	· 4:											
							35 Vestage 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10			to the state of th	المجمدات مين المحمولين الأراق	المجمل مين السفي البغي النها		3

## 2- ادخل البيانات الى البرنامج.

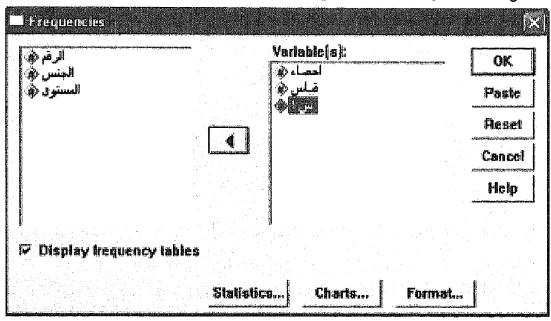
Input Data إدخال البيانات

	الأراقع	الجنس	المستوى	سن 1	الحساو	ل لايان
1	1	1	1	4	65	90
2	2	2	3	4	70	85
3	3	1	2	4	75	83
4	4	1	4	5	80	95
ъ 5	5	2	3	3	60	90
6	6	1	2	1	90	70
7	7	1	Э	3	80	75
8	8	2	· 2	5	65	60
9	9	2	2	2	80	80
10	10	1	1	1	55	50

بعد الانتهاء من ادخال البيانات.

## 3- احسب مقاييس الترعة المركزية.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies



نعمل على وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة :(Variable(s ثم نضغط زر Statistics فتظهر الشاشة أدناه:

Percentile Values	And Constitutes and the September 1997 of th	Central Tendency	Continue
T Quadiles		7 Wean	Cancel
ि. Cut points for 🚻	edney Gronba	P Median	Help
「 Percentile(s):		₽ Mode	(Annual of the second of the second of
Add		I⊽ Sum	
Change			
Hereinen Harring Harring Landschaft (1984)		C Values are group m	staloqbii
Dispersion	The state of the s	Distribution	
l' Std. deviation	Malmum	C Skowness	
Γ Variance	Maximum	☐ Kurtosis	

نحدد مقاييس الترعة المركزية Central Tendency ثم نضغط زر

نضغط زر Charts فتظهر الشاشة أدناه:

Chart Type	Continue
C None	Cancel
C Bar charts	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
C Ple charts	Help
← Histograms	
₩ith normal curve	
The state of the companion of the state of t	
ACTUALITY VESTIERS	Constitution of the Military was a series of the constitution of t

نحدد Histograms ونحدد with normal curve ثم نضغط زر Histograms ثم نضغط زر ok فتظهر شاشة المحرجات أدناه:

**Statistics** 

		لحصياء	فنسلس	سی ۱
N	Valid	10	10	10
	Missing	0	0	0
Mean		72.00	77.80	3.20
Median		72.50	81.50	3.50
Mode		80	90	4
Sum		720	778	32

#### Frequency Table

احتصياد

		Frequency	Percent	Valid Percent	Curnul <i>a</i> tive Percent
Valid	55	1	10.0	10,0	10.0
	60	1	10.0	10,0	20.0
	65	2	20.0	20,0	40.0
Į.	70	1	10.0	10.0	50.0
1	75	1	10.0	10.0	60.0
	80	3	30.0	30,0	90. <b>0</b>
l	80	1	10.0	10.0	100.0
	Total	10_	100.0	100.0	

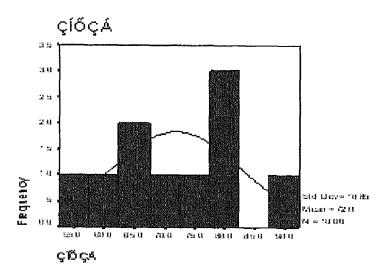
قيــــاسي

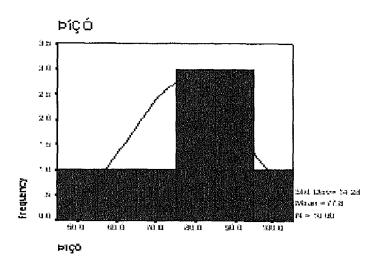
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	60	1	10.0	10.0	10.0
l	60	1	10.0	10,0	20.0
	70	1	10.0	10.0	30.0
	75	1	10.0	10.0	40.0
	80	1	10.0	10,0	50.0
l	83	1	10.0	10.0	60.0
	85	1	10.0	10.0	70.0
	90	2	20.0	20.0	90.0
	95	1 1	10.0	10.0	100.0
	_Total	10:	100.0	100 0	

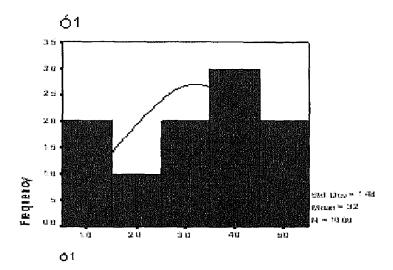
سن ا

		Fire que noy	Percent	Valid Percent	Comulative Percent
Valid	معارضيت ده	2	20.0	20.0	20.0
	معارشي	1 ]	10.0	10.0	30.0
	محايد	2	20.0	20.0	<b>50</b> .0
	موا فــق	3	30.0	30.0	80.0
	موافقبتـــــ ة	2	20.0	20.0	100.0
	Total 1	40	400.0	400 n l	

## الرسوم البيانية للمتغيرات







### 4- احسب مقاييس التشتت.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies...غمل إحصاءات وصفية ... Variable(s): نعمـــل علــــى وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة Variable(s): نعمـــل علــــى وضع المتغيرات احصاء قياس، س1 في قائمة Statistics ونحدد مقاييس التشتت Dispersion ثم نضغط زر Statistics

		الجصباي	الباس	سن۱
N	Va ki	10	10	10
	Mesing	0	0	0
Std. Error of	Meat	3,432	4.516	. 457
Sitci. De utartio	i la	10.853	14.281	1.476
Vailance		117.778	203.956	2.178
Raige		35	45	4
Mia in am		55 )	50 )	1
Maxim am		90	95	5

#### احصار

		Figure Loy	Percent	Valti Pe Kent	Cama lathe Percent
Valti	55	1	0.01	10.0	10.0
l	60	1	10.0	10.0	20.0
1	65	2	20.0	20.0	40.0
	70	1	10 .D	10.0	50.0
Ī	75	1 1	10.0	10.0	60.0
ļ	<b>80</b>	3	30.0	30.0	90.0
l	90	1	0.01	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

#### قياس

		Frequency	Percent	Valti Pe cent	Cama Enthe Percent
Valti	50	1	10.0	10.0	10.0
	60	1	10 .0	10.0	20.0
Į.	70	1	10.0	10.0	30.0
İ	75	1 1	10.0	10.0	40.0
1	80	1	10.0	10.0	50.0
}	83	1 ]	10.0	10.01	60.0
	85	1	10.0	10.0	70.0
į	90	2	20.0	20.0	90.0
	95	1 1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

۱<sub>U</sub>a

		Frequency	Percent	Walki Percent	Cum a lative Percent
Valti	معار كيث عنة	2	20.0	20.0	20.0
	اشارمنن	1	a.at	10.0	30.0
	منسايين	2	20.0	20.0	50.0
	<b>بواف</b> يق	3	30.0	30.0	80.0
Ì	دوا فقيئت	2	20.0	20.0	100.0
	Total	10	0.001	l 100.0 l	

## 5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟

لعمل إحصاءات وصفية... .. Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies من وصفية... OK من Variable(s): نعمل على وضع المتغير (الجنس) في قائمة

الجنسين

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	ڏکر	6	60.0	60.0	60.0
	انـــني	4	40.0	40.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

## 6- ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies... لعمل إحصاءات وصفية OK من Variable(s): في قائمة المستوى في قائمة المستوى المستوى

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	سنقاولي	2	20.0	20.0	20.0
	ســـناقانبه	4	40.0	40.0	60.0
	ســـــنة تالتة	3	30.0	30.0	90.0
	ا ســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

## $\alpha$ =0.05 ). معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى ( $\alpha$ =0.05 ).

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs.

Created ix		Pinw[#]: أحسن Catuma[#]: أحسنول أبة		And the state of t	OPC Packs Packs Packs Income
	STATE OF THE STATE	Lagrer 1 ad 1	логиот постанува привода (г. с. 1 мет ч	the sale and the s	The second secon
t. Buddaseo sepsee	s Sunthallion.	. Î Ceibu	1 20	•	

ثم نضغط ثم OK

#### Crosstabs

Casa Processing Sishinary

	Casa					
	Valua		Wilwairigi		Telat	
	P4	Perzant	14	Parcant	N	P* wat Cadant
الاستدري الاستخريري	10	1000%	Į)	0%	10	10000%

Aprel Crossidia (Crossidia Crossidia)

COUM							
		المناسلين إيوا					
	مجلته الهرية وي	سبارات الثاريدان	arte a-	سداة رايستا	Tryles		
Christ Ca.	1	2	1	decisioned and the control of the co	Ė		
nalisi		ì	jir i		4.		
Total	7	4		1	។គ		

#### Symplements Measures

		Assne	. Ble norgue.
Seurramal by	F* Ini	.653	383
haurman	Crameris V	.603	383
MOTVOW CASO	Da .	10	

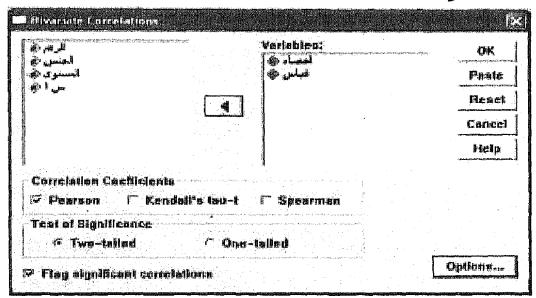
- 5. Mulassuming the pull hypothesis
- D. Using the asymptotic clandard error assuring the null twoolhesis.

معامل الارتباط فاي بين الجنس والمستوى = 0.553 وهو غير دال احصائياً لأن  $\mathrm{Sig}=0.383$  وهو غير دال احصائياً لأن  $\mathrm{Sig}=0.383$ 

8 جــد معامــل الارتــباط بــين علامــة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى (  $\alpha$ =0.05 ).

Analyze - Correlate - Bivariate...

لحساب معامل الارتباط



ثم نضغط ثم OK

#### → Correlations

#### Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Ν
لتنصناء	72.00	10.853	10
فَجاس	77.80	14.281	10

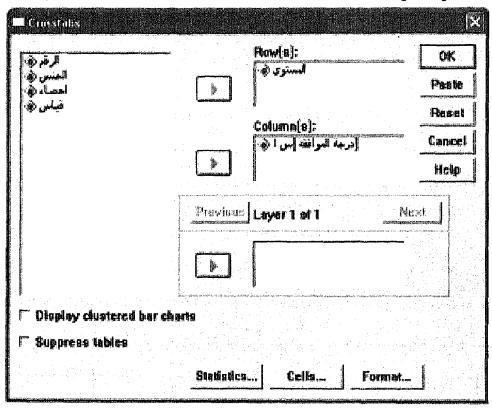
#### Correlations

		الحصياء	فيلس
احصياه	Pearson Correlation	1	.257
	Sig. (2-tailed)		.473
	Ν	10	10
فَدِاس	Pearson Correlation	.257	1
	Sig. (2-tailed)	.473	
	N	10	10

معامل الارتباط بيرسون بين الاحصاء والقياس = 0.257 وهو غير دال احصائياً لأن  $\mathrm{Sig}=0.473$  وهو غير دال احصائياً لأن  $\mathrm{Sig}=0.473$ 

9- هـــل هــناك علاقـــة بين مستوى الطالب و درجة موافقته و هل هو دال على مستوى  $\alpha=0.05$  ) ولصالح من؟

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs... لعمل معامل ارتباط



نضغط زر ... Statistics

Chi-square	Correlations	Continue
Nominal	Ordinal	Cancel
Contingency coefficient	I Gamma	
Phi and Cramér's V	l' Somers' d	Help
Lambda	☐ Kendall's tau-b	
Uncertainty coefficient	Γ Kendall's tau−c	
Nominal by Interval	Г Карра	
Eta	l Flisk	
The state of the s	☐ McNemar	
Cochran's and Mantel-Haens	zel etatistics	
Cochran's and Mantel-Haens	그 병기 전화되었습니다.	

#### → Crosstabs

#### Case Processing Simumary

	A STATE OF THE PARTY OF THE PAR	general programme and a constraint of the constr	៉ឺន!	a e f	Control of the second s	ga - Angelon San Carlos (Carlos Carlos Carlo	
	¥	lid	Miss	sing	Total		
	N	Percent	N	Percert	N	Percent	
المصفري " ترجنه العراقة ا	10	100.0%	Q.	.0%	10	100,0%	

#### r ossinbuiation) تعنون \* برعة تنولات

Coura
- 12 L 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1

				نزجة الحراطة			
		معارض ينتذة	معارض	iplaa	(g#)ps	itig off pu	Total
للستوي		1	A 4 a 4 a 4 a 4 a 4 a 4 a 4 a 4 a 4 a 4		1		2
	سنة لولي سنة تادوله	1	. 1		10	1	4
	منة غلاة			2	ŧ		3
	سلبه راهيه					1	1
Total		3	1	ï	9	3	10

#### Symmetric Measures

	Value	/usymp Sld. Emar*	Appanoa. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Ordinal by Ordinal Camma	.400	.303	1.222	.222
N of Valid Cases	10	-certification of the second		

a. Not assuming the null hypothesis.

#### Correlations

			الســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	ىرجةالهوافقــــة
Spearman's rho	المسئوى	Correlation Coefficient	1.000	.361
ĺ		Sig. (2-tailed)		.308
		N	10	10
	: رجة الموافقة	Correlation Coefficient	.361	1.000
i		Sig. (2-tailed)	.306	.
		N	10	10

معامل الارتباط جاما بين مستوى الطالب و درجة الموافقه = 0.400 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.222 وهي اكبر من مستوى الدلالة (  $\alpha=0.05$  ) معامل الارتباط سبيرمان بين مستوى الطالب و درجة الموافقه = 0.361 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.306 وهي اكبر من مستوى الدلالة (  $\alpha=0.05$  )

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

# 10- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-1

File - Save As... خفظ الملف من قائمة

: Save Data	As .						?][	X
Save in:	كتاب الاحصاء التحليلي	I	dan.	<b></b>	ď	1111	•	
الأول-٢٠٠٩ آقة saq الفصل الاول الفصل الاول	استخدام الحاسوب-الفصل ا						to discussion and the segment of the	
h	Keeping 6 of 6 variables.			- <del> </del>	\	/ariab	les	1
File name:	1-1-1-	الفتير وسلور وكنده		-		Sav	/6	1
Save as type:	1-1 Ulto.sav					Pas	te	
	✓ Write variable names to spreads	heet				Can	cel	آ ڀرِل

ثم نضغط زر Save

#### مثال 1-2:

في اختــبار لمــادة الحاسوب الذي يتكون من (15) سؤال من نوع الاختيار من متعدد والذي اجاب عليه (20) طالب، والمطلوب منك تحليل هذا الاختبار والتعليق على نتائجه؟

4- مهني	3-معلوماتية	2–أدبي	التخصص: 1-علمي	رقم الطالب:
•		2–أنثى	الجنــس: 1-ذكر	
•	والشبكات	مل البيانات	المستوى الثالث: تراس	المادة: الحاسوب.

A CONTRACTOR OF THE CONTRACTOR	ovrđe	s-ex	spec	qd	η2	я3	<b>q4</b>	ηS	qB	<b>q</b> 7	οĐ	а9	oto	at 1	q12	a13	o14	a15
1	1	1	1	1	7	O	Ü	1	1	1	1	1	li	1	1	1 .	1	1
2	2	1	3	1	1	0	1	1	11	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	9	1	3	1	1	Q	U	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
4	4.	1	3	1	1	Ø		1	1	1	1	1	1	1	1	1	4	1
<b>.</b>	5	1	1	1	ľ	Q	0	'n	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1
6	6	1	1	1	Ħ	0	1	1	0	1	1	1	1	1	O	†	1	1
7	7	1	1	1	ti	0	П	1	a	1	1	1	0	de entreprocessi	D	1	1	1
8	ð	1	1	To service ou rei	O	0	0	1	Ü	1	1	1	Ü	1	'8	1	1	1
9	8	<b>†</b>	1	1	Ľ	0	1	1	0	1	1	1	1	O	1	4	1	1
64 <b>10</b>	to	1	1	1	1	ÇŅ	ÇI	1	O	1	1	1	T IN , y - AN INDER-SEC.	1	1	1	to a personal line	1
11	11	<b></b>	T .	1	T.	ø	1	# 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1	1	1	1	1	T.	1	1	1	1
12	12	2	1	1	Ì	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	13	2	1	1	***	Q	1	T.	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	14	2	1	0	* <b>1</b>	0		D	0	□	1	1	O	Ø	Ð	1	1	4
15	15	2	1	0	Û	1	D	O	0	1	1	1	1	'B	TE -	1	1	1
16	1:6	<b></b>	2	1	1	1	0	Đ	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
17	17	2	7	1	1	ø	1	1	O	П	TI INDE	1.	1	1	4	1	1	le de lles
10	10	2	2	ů	Ü	Û	1	Û	1	1	1	1	1	1	Ü	Ü	1	Û
19	19	<b>7</b>	2	1	1	1	1	#	1	1	1	1	1	O	1	1	1	1
30	20		2	1	1	Q	Ū	1	Q	4	1	1	10.00	Q	О	Q	1.72.935.25	1

<sup>\*</sup> أو حد ما يلي: مع إعطاء التعليق المناسب.

- 1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال Coding
- 2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاحتبار كما هو مبين ادناه
  - 3- علامة كل طالب على الاختبار.
  - 4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاجتبار.
    - 5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.
      - 6- معامل الثبات للاختبار.
- $(\alpha = 0.01)$  عامل الارتباط بين السؤال الاول والمحموع وهل هو دال على مستوى
  - 8- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-2

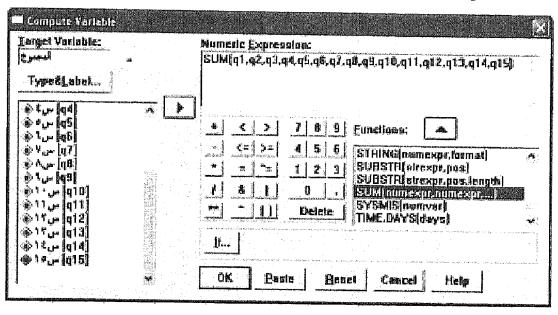
## Coding اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال -1

	Hame	Тури	Wedth	Decimals	Label	Values	Missing	Calumns	ngila	Weasun
ij	aino	Numeric	3	Û	رفم المذالب	None	None	4	Center	Scala
7	Sak	Numeric	1	O	المفس	11.4	Nane	3	Carrier	Naminal
3	spec	Numeric	1	O	لتعصف	اعلمي []	None	3	Canter	Marninal
4	٩ĺ	Numeric	1	Ö	//Je	Nane	Nane	1	Cenler	Scale
6	42	Numeric	1	0	t Car	Nane	Nane	3	Center	Scale
6	qЗ	Numeric	1	Ū	Тан	None	Nane	d	Center	Scale
	q4	Numeric	1	Q	Lpa	Mone	None	4	Center	Scala
В	45	Numeric	Total Committee of the	Q	orba	None	Nane	4	Center	Scale
	අති	Numenc	1	٥	ኒ⊯	None	None	4	Center	Scale
10	q <b>7</b>	Numeric	i na dia katangan manan ma Manan manan man	Ü	Y <sub>c</sub> pe	Mane	None	A	Center	Scale
11	q <del>e</del> l	Numeric	· Task As an element	0	مين	None	Nane	4	Center	Scale
13	q9	Numaric	1	Q	خس	Mana	Ngna	4	Center	Scale
	q10	Numeric	1	Ü	44.00	Mine	Nane	4	Canter	Scale
14	q11	Numeric	. 1	O	سوانا	Mone	None	3	Center	Scale
15	q12	Numeric	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	D	\T <sub>UM</sub>	None	None	A	Center	Scale
16	q13	Numeric	1	0	<sup>1</sup> Մլիս	Mone	Nane	3	Center	Scale
17	q14	Numeric	1	Q	) the	None	Mane	4	Center	Scale
18	q15	Numeric	1	Ö	1000	None	Mone	4	Center	Scale

## 2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاختبار كما هو مبين ادناه

-11.12.07.07.1207.1	onta	K@Z	spac	q1	q2	q3	q4	蝉	qå	ηŽ	<b>q</b> 9	qΘ	qíü	q11	<b>q12</b>	ЕIр	4	ŋl <b>S</b>
. 1	1	1	3	i.	1	Û	П	1	9	1	1	III.	- 1	1	1	1	1	1
2	2	1	3	ħ	1	0	1	1		1	1	1	11	1	1	1	1	ï
3	3	1	3	E	1	Ü	ū	1	1	1	1	ı	1	1	1	1	1	1
4	.4	1	3	N	1	0	O	1	1	1	1	li li	A	1	1	1	1	1
5	5	ħ	1	13	1	0	D:	1	1	1	1	1	1	1	Û	1	1	1
6	6	1	1	Ħ	1	0	1	1	Û	1	1	1	Ī	1	O	1	1	1
7	7	1	1	ı	11	D	0	1	ŋ	1	1	1	O	1	Q	1	1	1
<b>G</b>	8	- 1	1	ŧ.	U	П	D	1	D	1	1	1	D	1	1	1	1	1
9	9	ı	1	1	Ū	1		1	D	1	. 1	l	1.1	O	1	1	1	1
Or	10	1	1	<b>.</b>	1	D. PHILL AND SHOULD	Û	1	B	1	1	i B	1	1	1	1	1	1
	11	2	1	1	1	D	1	1	1	1	1	1	Ħ	1	. 1	1	1	1
12	12	2	, 1	P	1	D	1	1	1	1	, 1	1	1 1	1	1	1	1 1	1
Ell Ell	P	a.	1	b	1	0	1	1	C	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	i i	3	1	D)	1	D	G	O	D	Ð	1	1	O	Q	Q	1	1	1
15		2	1	D:	ø	11	D	O	D	1	1	1	1	1	1	1	1	1
16	16	2	2	ŀ	1	1	Û	O	Ü	1	1		1	1	1	1	1	1
17	17	2	2	l l	1	D	1	1	Ū	O	1	. 1	1	1	1	1	1	1
Bů	ä	. 2	2	0	0	D		0	1	1	. 1	1		1	0	O	1 1	0
19	19	2	2	Ħ	1	1	1	1	1	1	1		N	O	1	1	1	1
30	30	. 2	3	1	1	D	Ū	1	Ŋ	1	1	1		D	Ü	Ū	1	1

. علامة كل طالب على الاختبار. Transform – Compute...

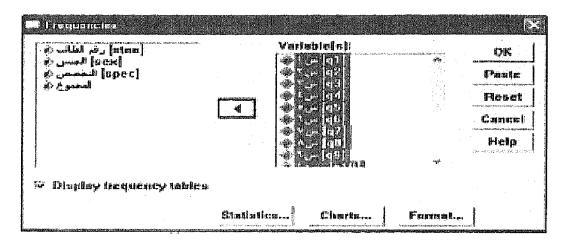


ثم نضغط Ok

	sino	£41	spac	<b>₽</b> I	<b>4</b> 2	φ³	ąŧ	华	¢6	l pJ'	硇	фB	<b>c</b> (0	qli	q12	qlЗ	<b>q14</b>	<b>1</b> 15	اللبمزخ
1	in the second	9	3	*	1	g	Q	1	1	1	1	1	ľ	1	1	1	. 1	1	WEI
2	tigney denterors	1	3	E Street of Filler	1	9	1		1	1	1	1	1		i i	1	1	1	14 (0)
1	3	1	3	i i	1	0	O	1	1	. 1	1	1	1		1	1	1		<b>130</b> 5
4	4	1	3	1	1	D	0	1	1	1	1	1	T	1	1	1	1	Ĭ	13.00
4	5	1	1	ħ	1	ā	Ų	1	1	1	1	1	1		Ü	1	1	1	1200
Ę	6	1	1	F	1	J	1	1	D	1	1	1	1	1	Û	*	1	. 1	12.00
7	SEASON OF S	1	1	ţ	1	J	0	1	Ũ	ş	1		Ü	1	Ō	1	1	1	10.00
É	8	1	1	<b>#</b> )	ŋ	Ú	Û	1	Ü	1	1	1	Ü	1	1	3::::107-0-366	• 1	ina kranasanija I	idid
5	9	1	1	ħ	1	I	1	1	D	1	1	1	1	0	1	Ï	1	. 1	11 00
<u>IÇ</u>	10	1	1	ħ	1	Ū	0		O	1	1	1	- 1	1	1	1	†	Î	12 OC
11	<b>F1</b>	3	1	İ	1	Ŭ	1	1	1	1	1	1	. 1	1	1	1	1	1	1400
13	12	2	1	Ħ	1	9	١	1	1	(A)	1	1	1	1		Tanaha mad	1	1	14 00
19	13	2	1	5	1	0	1	1	0	1	1	1	ı	1	1 :	1	1		CO E1
[4]	14	4	1	U	1	ű	Ü	Ü	Ö	Ď	1	i i	Ų	Ü	Û	1	residence es es		БW
15	15		1	Ø	0	1	0	0	Ū	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10 OG
IE.	16	2	2	1	1	1	Ũ	0	0	1	1	1			1	1	1	1	12.00
17	17	4	2	1	1	Ű	ľ	1	Ů	C	1	1		1		1	1	li	1200
16	liğ	7	7	O	ij.	ŋ	ľ	П	1	1	1	1	1	1	O.	Ç.	1	0	007
19	19	2	2	Î	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1400
a',	20	4	5	D 12	1	Û	Ŭ	1	Ü	The Tollander, and	1	1	PROVE 29 09% 14%	Ú	Ü	Ů.	The second secon	1	900

# 4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاختبار.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies



نضغط زر ... Statistics

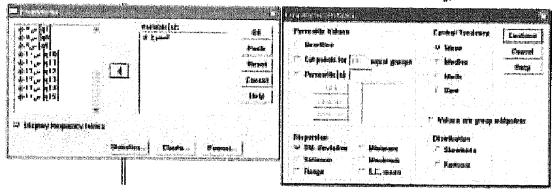
Percentile Values  T Guardies	A CONTROL OF THE BUILD BOY COMMENT OF THE STATE OF THE ST	Central Tendency	Cambinanc
Cut points for	ii sauai groups	C Mean	Cancal
T Persentlejaj:	no with the safe and a safe and a safe and a safe and a safe and a safe and a safe and a safe and a safe and a	1- Wase	Heip way was a same a same a same a same a same a same a same a same a same a same a same a same a same a same a sa
A. 31 55	grow protection according to a control of the control of the sec.	1 Sum	
1. 14 sta 15(4.5)  Flatings of 4 188  Enclosed substitutes a supergran		r Values are greep n	ni dpointe
Dispersion Std. deviation	i winimakm	Ckladelderding 1 Showers as	
Vertance	Address and some	I Kultoska	

نضغط زر ...Continue ، ثم نضغط زر

	<b>第6. 用知 </b>										
	5.8	1,0	7 (7	V P	in pr	i ar	The second second	12/10		19#	
村 特別	74	30	20	<b>S</b> .	20)	27	20	23	20	20	
Platela Pl		F3	0	曆.	0	(8)	QI	- 6		ומ	
Magr	17	577	75	<b>- 物</b> :	153	棉	便	3.09	100	258	
PA d Commission	- Min	1,593	PF.	157	414	511	Trw		ird.	Total Laboratory	

					40.00.000	4.572
		شهرة د	TH <sub>K-1</sub>	F <sub>K</sub> y	16,0	Exit is
H	<b>पिक्र हो</b>	.3	23.3	.9.1	22.1	333
1	M learn	l ti	ti l	1.8	L .	13
ba tatii'i			30	44.1	1 22	ies.
\$1.1 List 101	<b>887</b>	410	130	300	30	21a

# 5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.

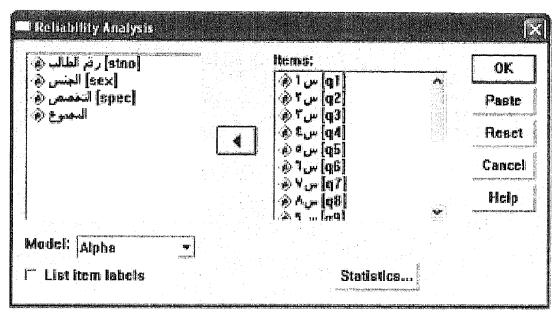


Ok ، ثم نضغط زر Continue... ، ثم نضغط زر Statistics

المجموع		
N	Valid	20
	Missing	0
Mean		11.6000
Std. Deviatio	n .	2.18608

6- معامل الثبات للاختبار.

Analyze - Scale - Reliability Analysis



ثم نضغط زر Ok

#### - Rettability

```
**** विकास विकास का अध्यक्षण का अध्यक्षण का अध्यक्षण का अध्यक्षण का अध्यक्षण का अध्यक्षण विकास का अध्यक्षण विकास
```

排 正	L I A W I L	ITT AHALT	***************************************	A 1. E   L P H A)
		Heen	Mind Pov	看實物物場
1	ea.	. disti	, \$P\$ \$P\$ \$P\$	20.Q
20.1	<b>G2</b>	, 6000	, 4 3 DA	គស.៣
<b>31</b> .	GOL.	4 រៈជាប្រធ	. 22.22	ww. H
-e		. 相当口は	<b>,第二红珠</b>	4 <b></b>
<b>5</b> .	ů5	9000	444.04	ស់ <b>ម</b> ុជ
4	Gr. 6	• <b>48</b> 00	, <b>4</b> 3 40 4	<b>30, 0</b>
7.	<u>ਵ</u> ਾ	. 2000	. MC TH	215,0
Alberta	äa	\$ .000@	, ជាជា២៤	20.0
<b>13</b> 0 a	<b>0</b> Ø	1,0000	, ପମ୍ମଦର	a 🕫 . 🗸
R.IS.	510	. 8 2 2 3		20.0
въ.	യ്വ.≊.	, សុបាបិន	,相及以外	2 49 . ČÍ
1.2	Q19	.7000	. 4703	ab.o
3.3	91a	, 85 C) C) C)	. 3kG 74%	<b>河 (本) (本)</b>
1.41	214	1.0000	, 8000	213.13
2.2	Öis	,9500	(2) 23 (3) GE	# G . O

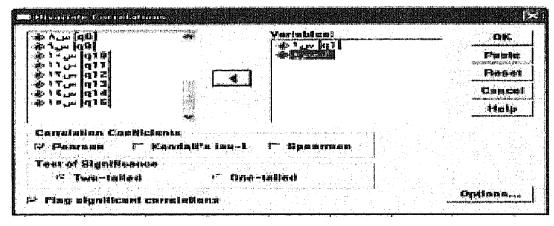
Pattabatter Caméticoranom Nortenas e légio Maritenas e la

### -7 معامل الارتباط بين السؤال الاول والمجموع وهل هو دال على مستوى ( lpha=0.01 ).

Analyze - Correlate - Bivariate...

, aara

لحساب معامل الارتباط



ثم نضغط زر Ok

#### Correlations

		ነው	الهجموع
اس	Pearson Correlation	1	.71.0**
	Sig. (2-talled)		.000
	N	20	20
المجموع	Pearson Correlation	.71 0**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	20	20

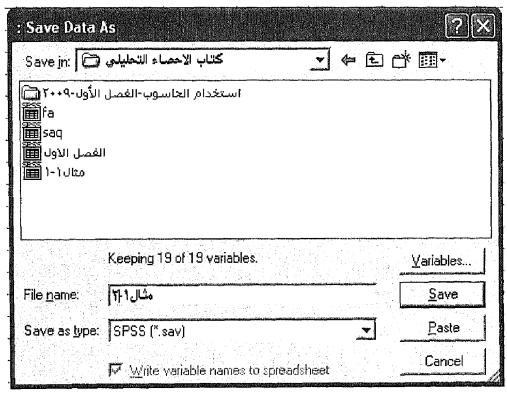
\*\*\*. Correlation is significant at the 0.01 level

معامل الارتباط بيرسون بين السؤال الاول والمحموع = .7100

وهو ذو دلالة احصائية لأن 0.000Sig=0.000 وهي أقل من مستوى الدلالة ( 0.01

## 8- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-2

File - Save As... خفظ الملف من قائمة



ثم نضغط زر Save

### 1-6 تماریان Exercise

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة
30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	الرقم
										الإجابة

### 1- البيانات المبوبة هي البيانات:

ج- الرقمية د- غيرالرقمية

أ- الأولية ب- المحدولة

2- البيانات النوعية هي التي تصف الظاهرة بشكل:

ج- غير رقمي د- رقمي.

أ- أو لي ب- نمائي

3- إن علامة الطالب هي مثال على البيانات:

ج- النوعية د- الكمية.

أ- المبوبة ب- رمزي

أ- المنفصلة ب- المتصلة

د- الكمبة. ج- النوعية 4- إن جنس الطالب هو مثال على البيانات:

5- مؤشر المحتمع يسمى:

ج- مؤشر مجتمع د- مؤشر.

أ- احصائي ب- معلم

6- مؤشر العينة يسمى:

 $S_x$  إن الرمز التالي -7

أ-تباين محتمع

ب- انحراف معياري محتمع د- انحراف معياري عينة

ج-تباين عينة

التحليل الإحصائي			
	ية ديها القياس إلى:	حسب طبيعة المعلومات التي	8 - تمنف التغمارت
	بــر ين ين ين ين بــ بــ بــ نوعية، كمية.	ية، فئوية، نسبية.	
	د- رقمية، رمزية.		ج- مستقلة،
سالة على الأفضالة			_
ع ولا يوجد الصليد	ن دون آي ورن هده الفقار	ت التي لها عدد فئات محدد م	
<b>.</b>			لأحدها على الآ-
نسبية.	ج– فئوية د	<i>ب</i> - ترتيبية	أ- اسمية
'ناث هو مثال على	ع إلى فئتين هما الذكور والإ	ــنس الـــذي يصنف المحتم	10- إن مستغير الج
			المتغيرات.
. – نسبية.	ج– فئوية د	ب- ترتيبية	أ- اسمية
مليها هي مثال على	, إجراء العمليات الحسابية ع	س لها معنى حقيقي ولا يمكن	11- الأرقام التي ليس
			المتغيرات.
ـ نسبية.	ج- فئوية د	ب- ترتيبية	أ- اسمية
و تنازلياً، ولا يمكن	ات يمكن ترتيبها تصاعدياً أ	ت التي لها عدد محدد من الفئـ	12- تسمى المتغيران
		بدقة بين القيم المختلفة بالمتغ	
د- نسبية.	ج- فئوية د	ب- ترتيبية	أ- اسمية
ن B هي مثال على	طیع معرفة کم یکبر    A  ع	A أكبر من B ولكن لا نست	13- إذا كانــت
			المتغيرات.
د- نسبية.	ج- فئوية د	ب ترتيبية	أ- اسمية
ون أن تتأثر المسافة	ات الحسابية عليها وذلك د	كمية التي يمكن إجراء العملي	14- المستغيرات ال
		قيمها، ويميز هذا المتغير من	
		بالمتغيرات.	الصفة تسمى

ج- فئوية د- نسبية.

أ-- اسمية

*ب*- ترتيبية

15- إذا كانت علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة أيمن، وأن علامة أيمن أكثر من علامة محمد، فإننا نعرف هذه المتغيرات بالمتغيرات.

أ- نسبية ب- ترتيبية د- اسمية

16- المستغيرات الكمية التي ليس لها فتات محددة ولكن الصفر فيها يمثل عدم توفر الصفة، مثل المتغيرات الزمنية تسمى بالمتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ج- فئوية د- نسبية.

17- إذا أراد مدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير المستقل هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

18- إذا أراد مـــدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير التابع هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

19- العينة التي يتم اختيارها بعناية وبصورة غير عشوائية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- الطبقية ج- العنقودية د- المنتظمة.

20- العينة التي يتم اختيار أفرادها من المجتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

21- إذا كـان حجم المحتمع كبير جداً، وقسم المحتمع إلى مجموعات صغيرة، ثم اختيرت عينة عشوائية من هذه المجموعات الصغيرة تسمى العينة بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

22- العينة الستي تمثل المجتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المجتمع ويتم اختيارها بصورة تتابعية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المعيارية.

التحليل الإحصائي			
•			
العينة، تسمى أخطاء العينة	خطأ في طريقة اختيار	في أخطاء العينات هو	23- إذا كان السبب
		خطاء:	في هذه الحالة بأ
د- المعطيات.	ج- العينة	ب- التحيز	أ- عشوائية
ت، تسمى أخطاء العينة في	يادة أو نقص في البيانا		
		ﺎء:	هذه الحالة بأخط
د- المعطيات.	ج- العينة	ب- التحيز	أ- عشوائية
	اء منها ما يلي:	برض لجحموعة من الأخط	25- نتائج العينات تتع
د-جميع ما ذكر	ج- العينة	ب- التحيز	أ- المنتظمة
هارات الحاسوب، ينظر إلى	ى تحصيله في مساق مړ	: أثر تخصص الطالب عل	26- في تحـــربة لمعرفة
		لمالب كمتغير:	متغير تخصص الع
د- فئوي	ج- نسبي	ب– تابع	أ- مستقل
	، على المتغير:	ساق متعدد الشعب مثال	27– رقم الشعبة في م
د- فئو ي	ج- نسب <i>ي</i>	ب- الإسمي	أ- رتبي
	:.	سه صفر مطلق هو المتغير	28– المتغير الذي لمقياس
د- فئوي	ج- نسبي	ب- الإسمي	أ- رت <i>ي</i>
لعلومات عنها".	بة الظاهرة من خلال ا <sub>ل</sub>	حزء من الجحتمع تتم دراس	29– التعريف التالي:"-
د- القياس	ج- العينة	ب- الجحتمع	أ- الإحصاء
في:	نحليلي بشكل أساسي	لوصفي عن الإحصاء ال	31- يختلف الإحصاء ا
د-نوع البيانات	ج—التعميم	ب- الدقة	أ- الطريقة

	المخصص لذلك:	في الموبع	الصحيحة	الإجابة	ضع رمز	:2, ~
--	--------------	-----------	---------	---------	--------	-------

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
								. "		الإجابة
					25	24	23	22	21	الرقم
										الإحابة

بي للقيم 0، 5، 1، -2، 6 هو:-	[- الوسط الحساب
------------------------------	-----------------

5 (ع 2 (ج –2 رب 0 رأ

2- ما قيمة الوسيط لمحموعة القيم التالية: 16، 18، 20، 24، 32، 22

21 (ء 20 رج 16 (ب 11 رأ

3-1 العادلة ص0.9 علامة هو (60) وعدلت العلامات حسب المعادلة ص0.9 حيث س العلامة السابقة، ص العلامة الجديدة، فإن الوسيط الجديد

17.5 (ء 57 (ج 15 (ب 54 رأ

4- يعرف المئين 80 بأنه:

أ) قيمة في التوزيع = 80

ب) قيمة في التوزيع أكبر من 80% من محموع القيم

ج) قيمة في التوزيع تزيد عن 80% من القيم

د) قيمة في التوزيع فوق الوسيط بمقدار 30 علامة

5- أي من المقاييس التالية يتأثر بالقيم المتطرفة:

أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) لا شيء مما ذكر

6- أي من المقاييس التالية يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة): أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) جميع ما ذكر

7- أي من المقاييس التالية لا يعتمد على قيم البيانات إنما يعتمد على ترتيبها وموقعها:

ج) المنوال د) لا شيء مما ذكر

أ) الوسط ب) الوسيط

استعن بالجدول للإحابة عن الأسئلة التالية: - (8، 9، 10، 11، 12)

الفئات	تكرار	المراكز	المراكز*التكرار	الحدود الفعلية	التكرار التراكمي
00-04	1	2	2	-0.5 – 4.5	1
05-09	2	7	14	4.5 – 9.0	3
10-14	3	12	36	9.5 – 14.5	6
15-19	2	17	34	14.5 – 19.5	8
20-24	2	22	44	19.5 – 24.5	10
المحموع	10		130		

8 - مركز الفئة الرابعة هو: -

 $\overline{\mathbf{X}}$ الوسط الحسابي للتوزيع ( $\overline{\mathbf{X}}$  )=

$$24-20$$
 (

	التالية:	المركزية تتأثر بالعمليات	14- إن مقاييس الترعة
د) جمیع ما ذکر	الضرب	) الطرح ج)	أ) الجمع ب
	7 هو	, 7 ، 6 ، 2 ، 2 ، 3	15– منوال التوزيع التالم
7 ,2 (=	3	ب) 7	2 (1
	تطرفة هو	ية المركزية تأثراً بالقيم الم	16- أكثر مقاييس النزع
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
	يرات الأسمية هو	عة المركزية لوصف المتغ	17- أفضل مقاييس التر
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
			18- أقل مقاييس النرعة
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
			19- أي مقاييس الترعة
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
, 10 والانحراف المعياري 2	للاب صف ما هي	سط الحسابي لعلامات و	20- إذا علمت أن الو
بي للعلامات بعد الإضافة هو	فإن الوسط الحسا	3 علامات لكل طالب	فإذا أضيفت
13 (>	3 (	ب) 2	10 ( <sup>†</sup>
ي متوسطها 5 هو:	متوسطها 4 والباق	، لخمس قيم ثلاث منها	21- إن الوسط الحسابي
د) 4.4	24 (ج	ب) 12	10 (f
22 ،	، 15، 14، 15	عسابي للقيم التالية : 12	22- احسب الوسط الح
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 ( <sup>†</sup>
	22 ،15 ،14	لقيم التالية : 12، 15،	23- احسب الوسيط لا
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 ( <sup>†</sup>

بائر	الإحص	لعل ا	التحا
<i>.</i>			

المتحليل الم محلولي										
		22	15، 2	، 14	15 ، 15	الية : 2	للقيم الت	للنوال ا	- احسب ا	24
	د) 3		15	ج)		15.6	ب)		78 ( <sup>f</sup>	
هو 20 بينما كان	لإحصاء	مساق ا	طلاب	ولامات	ـسابي ل	ط الحـ	الوســــ	ـت أن	- إذا علمــ	25
ن عدد الطلاب في		-								
كاملة هي	الشعبة	علامات	لحسابي ل	وسط ا-	1 فإن ال	بات 0.	دد الطال	1.1 وعا	الشعبة 5	
	17.5	٥	15	ج) ز		20	ب)		18 ( <sup>f</sup>	
صاء هو 70 ، ثم	مادة الإ-	امتحان	الباً في	ت30 ط	لعلامان	الحسابي	الوسط	ت أن	-إذا علمــ	-26
حاب هو	مد الانسا	(مات ب	ابي للعلا	ط الحس	بإن الوس	80 ، ا	علامته	طالب	انسحب	
;	د) 80	(	69.65	ج) ة	$\epsilon$	59.56	ب)		70 (†	
					_				: ضع رمز	
10 9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم	
									الإجابة	
			:11 4	81	،12 ،	تالية 4	لامات ال	ى للعا	ما قيمة المد	-1
	د) 7								-1 (f	
				_	3 هو∵	3 (2 (	للقيم 1	لتوسط	الانحراف الم	-2
3	د) 2/	-	$\sqrt{\frac{2}{3}}$	ج)			ب		√2 ( <sup>†</sup>	
			-	: : هو:-	3 2 ،1	3 ,4 ,:	للقيم 5	لعياري	الانحراف الم	-3
1	د) 10		$\sqrt{5}$ (	ج		√3 (	ب		$\sqrt{2}$ (f	
	=	التباين	9 فإن	) قيم هو	(10) –	، لـــــــ	المعياري	نحراف	إذا كان الا	. –4
10	د) 00		81 (	ح		√10 (c	ب		3 (1	
				:	ن التالية	العمليان	، تتأثر ب	التشتت	إن مقاييس	<sub>!</sub> –5
ء مما ذكر	<ul><li>(2) الاشي.</li></ul>	<b>)</b>	الضرب	ج)		الطرح	ب)		أ) الجمع	

\* إذا علمت أن درجات 10 طلاب في مادة الإحصاء هي كما يلي:

من الأسئلة من 75، 85 ، 90 ، 60 ، 65 ، 40 ، 80 ، 85 ، 70 ، 50 من الأسئلة من 75

10-6

6- أن المدى لدرجات الطلاب هو:

40 (ء 26 ج 25 (ج 50 رأ

7- أن الانحراف المتوسط لدرجات الطلاب هو:

أ) 130 م) 13 ب) 13 م) 50 د) 50 د) 50 م

8- أن الانحراف المعياري لدرجات الطلاب هو:

اً) 900 ب) 10 (ب 900 و) 900 أ

9- أن التباين لدر جات الطلاب هو:

 $\sqrt{90}$  (ء 90رج 90 (أ

10- أن معامل الاختلاف لدرجات الطلاب هو:

 $\sqrt{90}$  (ء)  $\sqrt{90}$  (ج)  $\sqrt{90}$  (ب)  $\sqrt{70}$  (أ

## س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
						14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

L=2~X-0.2 , عرف المتغيران X , Y فكان -1 د فكان -1 المو : M=-3~X+0.3

0.65 - (0.85 - (0.85 - (0.3

,  $\Sigma (y-y')^2 = 81$  ، و کان  $\Sigma (x-x')^2 = 36$  ، و کان  $\Sigma (x-x') = 27$  ، و کان -2 و کان -2 و کان معامل ارتباط بیرسون یساوي  $r_{xy} = -2$ 

التحليل الإحصائي

(1.5-)

ا – ( -0.90 ) ج – ( ( 0.70 ) ب – ( ( 2-) – (

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

الله عامل ارتباط بیرسون بین متغیرین فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك یدل -10 علی:

أ- خطأ في الحساب ب- عدم وجود ارتباط ج- طردي تام د- عكسي تام

11- إذا كـان مجمـوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

(0.43) -> (0.57-) -- (0.43-) -- (1.43-) -- (1.43-)

و کان  $\Sigma(y-y')^2=4$  ، و کان  $\Sigma(x-x')^2=9$  ، و کان  $\Sigma(x-x')=5$  ، و کان  $\Sigma(y-y')=5$  ، فإن  $\Sigma(x-x')^2=9$  ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي  $\gamma(x-x')=9$  ، و کان  $\gamma(x-x')=9$  ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي

9/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-) - 5/(5-)

 $\Sigma d^2$  فإذ n=10 فإذ 0.6 فإذ X, Y فكان X, Y فإذ X, Y في معامل ارتباط سبيرمان بين X, Y في يساوى:

أ - 44 أ ح - 66 ح - 44 أ

يعبر عن r1=0.6 , r2=0, r3=0.43 , r4=-0.9 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن -14 أقوى علاقة هو:

# س5: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك.

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

X = .... و کانت Y = 70 + 0.2 فإن... X = 10 فإن... X =

ين الارتباط بين Sy=0.2 ، Sx=0.4 ما قيمة معامل الارتباط بين -2 إذا كـــان Sy=0.2 ، Sx=0.4 ، Sx=0.4 .

د- 0.6

0.3 - 1

 $Y = 0.3 \; X + 24 \;$  فإذا كان  $Y = 0.3 \; X + 24 \;$  فإذا كان على الدخل الخدار النفقات على الدخل الدخل 1000 دينار فإن حجم النفقات المتوقع هو:

د- 976

اً - 324 - ج 276 - ج 324 - أ

4- إذا أردنــا قـــياس قـــوة العلاقة واتجاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

5- حسب الوسط الحسابي للمتغير X فكان 60، وحسب الوسط الحسابي للمتغير Y فكان 70 فإذا كانت معادلة خط الانحدار Yعلى X هي Y = 0.5X + b فإن قيمة Y = 0.5X + b

د- 70

أ – 30 ب – 30 أ

 $^*$  إذا كــان معامل الارتباط  $_{\rm r_{xy}}$ , وأن  $_{\rm r_{xy}}$ ،  $_{\rm s_{x}}$ ، أو جد معادلة الانحدار y/X علماً بأن قيم 12=1x، 15=15 للإجابة عن الأسئلة 4 - 8

6.75 - ح- 0.774 - ان قیمة b هی: أ- 0.744 ب- 0.744 ح- 0.744

6.75 - ان قيمة a هي: أ- 0.744 ب- 0.77 ج- 0.774 د-

Y = a + bx هي: A = A + b هي:

ر- 0.744+6.07

0.744+6.07x -1

د - 6.07+0.744

6.07+0.744X - 7

 $^*$ إذا كان معامل الارتباط r=0.952، وان Sx=5.521 وان Sy=5.062 ، أو جد معادلة انحدار y/x علماً بأن x'=13, y'=16.571 اجب عن الأسئلة y/x انحدار

5.22 - ح-52.2 د-9 د-9 د-9 د-9 د-9 د-9 د-9

0.873 د -0.873 د -0.873 د -0.873 د -10

# الفَصْيِلُ الشَّافِي

# التوزيعات المجتمعية الاحتمالية

# والتوزيعات العينية

(التوزيع الطبيعيZ، التوزيع التائيT،

 $(\mathbf{F}_{\omega})$ التوزيع الكائي،  $\chi^2$ التوزيع الفائي

# Probability Distributions & Sampling Distributions

Introduction	2-1 مقدمــــة
<b>Normal Distribution</b>	2-2 التوزيع الطبيعي
T Distribution	2-3 التوزيع التائـي
<b>χ2</b> Distribution	2-4 التوزيع الكائـي
F Distribution	2 -5 التوزيع الفائـي
Sampling Theory	2-6 نظرية المعاينة
Samples	7-2 العينات
<b>Sampling Distributions</b>	2-8 توزيع المعاينة
Exercise	2-9 أسـئلة وتمارين

# الفَصْيَلِ الشَّابْنِ

# التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sampling Distributions

#### 1-2 مقدمة 1-2

المستغيرات العشوائية Random Variables: أي متغير عشوائي ينتمي إلى عائلة من التوزيعات، هذه العائلة إما معروفة أو غير معروفة.

 $\Omega$  المستغيرات العمسوائية Random Variables: دالة تمثل العلاقة بين فضاء العينة R ومجموعة الأعداد الحقيقية R ولها صفات وخصائص محددة.

المتغير العشوائي المنفصل Discrete Random Variables: يأخذ قيم متميزة ويأخذ عدداً محدوداً ومعدوداً من القيم. مثل عدد الطلاب، عدد السيارات.

المستغير العشوائي المتصل Continues Random Variables: يأخذ بحالاً أو حيزاً على خط الأعداد الحقيقية، مثل الطول، الوزن، درجة الحرارة.

### \* التوزيعات الطبيعية

Family of Normal Distributions: أفراد هذه  $N(\mu,\sigma^2)$  العائلة يتحددوا بمعلمتين هما (الوسط الحسابي، التباين)

Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة -2 عائلة تسوزيعات ذات الحدين Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة يتحددوا بمعلمتين هما: عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاح. (عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاح N(n,p) (P)

في هذه Multinomial Distributions عائلة الستوزيعات متعددة الحدود  $(n,\,p_1,\,p_2,\,\dots\,,\,p_k)$  في هذه التوزيعات هناك معالم  $(n,\,p_1,\,p_2,\,\dots\,,\,p_k)$ ، وهو توسيع لذات الحدين.

4- توزيع بويسون Poison Distributions: له معلمة رئيسية واحدة هي m.

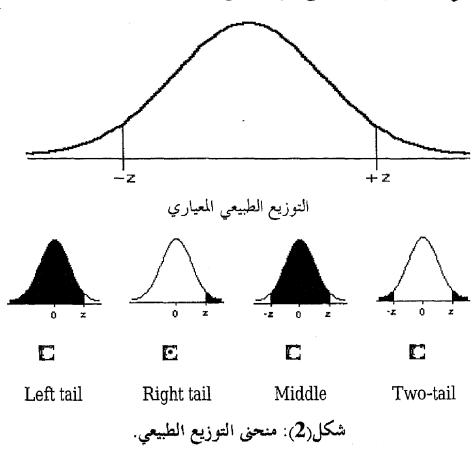
Probability Distribution of  $\chi^2$  وشكل وشكل المستوزيع الاحتمالي لمربعات كاي df وشكل توزيعه يعتمد على درجات الحرية

يعتمد على :F- Probability Distribution F يعتمد على التوزيع الاحتمالي الفائي  $V_2=n_2-1$  يعتمد على  $V_1=n_1-1$  قيمتين لدرجات الحرية  $V_1=n_1-1$  و

الستوزيع الاحستمالي التائسي (T) Probability Distribution (T): باستخدام  $S_{x'} = S/\sqrt{n}$  هو تقدير الخطأ المعياري  $S_{x'} = S/\sqrt{n}$  حيث أن  $S_{x'} = S/\sqrt{n}$  هو تقدير الخطأ المعياري  $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ 

# 2-2 التوزيع الطبيعي Normal Distribution

تمثيل البيانات الإحصائية على صورة منحني.



كثير من الباحثين يؤكدون انه إذا تم احذ عدد كبير من المشاهدات على إحدى الظواهر مــــثل الــــذكاء أو التحصيل الدراسي فإن القيم التي تأخذها هذه المشاهدات تتوزع فيما بينها توزيعاً طبيعياً.

وعلى الرغم مما يحيط هذا الاصطلاح "التوزيع السوي" من غموض وإهام فلا بد من التعرف على هذا المفهوم بشكل صحيح.

إن المسنحى السسوي هو التمثيل البياني للتوزيع السوي، وهو حالة خاصة من حالات المسنحى المهسد المنتظم وهو ممهد ومنتظم تماماً وقائم على عدد كبير من الحالات، فإنه يمكن الحسصول عليه عن طريق التوزيعات التكرارية المتضمنه بيانات حقيقية وليس عن طريق بيانات افتراضية عن طريق الظواهر ذات الصلة.

# خصائص التوزيع الطبيعي:

- 1. خاصية الاستمرارية Continuity: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمنحني تكراري فإنه يمكن أن يأخِذ أي قيمة ضمن المدى الصفري للتوزيع.
- 2. خاصية التقارب Asymptotic: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمضلع تكراري فإنه يمكن الحصول على مضلع مغلق يمكن الحصول على مضلع مغلق بمعنى أن المنحنى يكون تقاربياً.
- 3. خاصية الستماثل Symmetric: إن نسبة عالية من الأفراد يتجمعون في منطقة المتوسطات ويستوزع الباقون بنسب متفاوتة على جانبي تلك المنطقة، وهذا يعني وجود نقطة انعكاس للمنحني ويكون ميله عند تلك النقطة يساوي صفراً.

### 4. صيغة دالته الاحتمالية:

5. المساحة تحت المنحنى الطبيعي = 1، وتقسم المساحة إلى نصفين متساويين عند قيمة  $\overline{X}$ ، ولإيجاد الاحتمالات الخاصة بالتوزيع الطبيعي نستخدم المعادلة:

 $P(a < x \le b) = \int_a f(x) dx$ 

### العلامات المحولة Transformed Scores

إن المشاهدة الخام غير قابلة للتفسير لأنها ليست كافية لإعطاء صورة عن الوضع الصحيح للمشاهدة، لأنه لا بد من معرفة الوسط الحسابي، وأعلى وأدنى مشاهدة، وأي إحصائي تشتت عن هذه المشاهدات.

----- التحليل الإحصائي

# أنواع التحويلات:

تصنف الدرجات المحولة تحت نوعين من التحويلات هما:

# 1- التحويل الخطى Linear

- =تحويل المشاهدات من مقياس لآخر بحيث لا يحدث أي تغيير على شكل التوزيع.
  - ■تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين خطية.
  - من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة زائية Z score.

# Non Linear التحويل غير الخطي −2

- ■يصاحب تغيير الدرجات تغيير في شكل التوزيع الأصلي.
- تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين ليست خطية.
- من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة معيارية زائية طبيعية Z<sub>score</sub>.

# \* الكشف عن نوع التحويل:

- رسم شكل الانتشار. تمثيل المشاهدات بيانياً.
  - إيجاد الفروق بين المشاهدات المتتالية على المقياسين.

# \* أمثلة على التحويل الخطي:

# (Z-Score) العلامة المعيارية الزائية –1

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطي دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلي.

. المشاهدة.  $\overline{X}$ : الوسط الحسابي.  $\sigma_x$ : الانحراف المعياري.

### \* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري=1
  - ■تحافظ على شكل التوزيع.

# (T-Score) العلامة المعيارية التائية (-2

للتخلص من الخصائص غير المرغوبة للعلامات الزائية فإنه يمكن تحويلها إلى أخرى بوسط حسابي وانحراف معياري جديدين، ومن أشهر هذه التحويلات هي العلامة المعيارية التائية بوسط حسابي=50، وانحراف معياري=10 كما تبينه العلاقة أدناه:

#### T = 10 \* Z + 50

مثال) إذا كانت العلامة المعيارية الزائية = 1، فإن العلامة المعيارية التائية = 60، أما إذا كانت العلامة العياري مسبقاً، فإن معادلة التحويل تكون:  $Z' = Z \sigma + \mu$ 

# \* أمثلة على التحويل غير الخطي:

### 1- العلامة الزائية المعدلة (Normalized Z - Score)

علامــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، حول شكله الأصلي إلى الشكل الطبيعي.

خطوات التحويل:

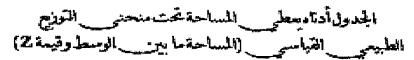
تحويل كل علامة خام في التوزيع الأصلي إلى رتبة مئينية.

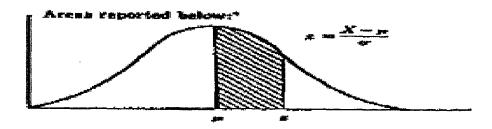
إيجاد العلامة المعيارية الزائية المقابلة لكل رتبة مئينية من حدول التوزيع الطبيعي.

# (Stanine Score) (التساعي -2

علامة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 5 ، وانحرافه المعياري = 2 ، وأقل علامة في التوزيع هي ستانين 1 وأعلى علامة هي ستانين 1 وكل ستانين يقابل نسبة معينة من العلامات في التوزيع الأصلي.

### التوزيع الطبيعي Normal Distribution





وقد تم تحويل قيم التوزيع الطبيعي إلى التوزيع الطبيعي المعياري، وهو توزيع له متوسط حسابي  $\mu$  =صفر، وانحراف معياري 1 = 0 ويرمز للمتغير العشوائي المعياري بالحرف Z.

إن الستوزيع الطبيعي أكثر التوزيعات الاحتمالية استخداماً لأن توزيع المتغيرات يكون طبيعياً في أكثر الحالات التطبيقية، كما أنه يمثل تقديراً دقيقاً لعدد كبير من التوزيعات الأخرى إذا كسان عدد المتغيرات كبيراً، وأن لكل توزيع معالم وللتوزيع الطبيعي معلمتان هما الوسط الحسابي للمحتمع  $\mu$  والانحراف المعياري للمحتمع  $\nu$ 0، لذلك عرف التوزيع الطبيعي المعساري بأنه توزيع له متوسط حسابي صفر، وانحراف معياري=1، ولكثرة استخدام التوزيع الطبيعي المعياري فقد دون في جداول كما هو موضح في (ملحق رقم 1) ليسهل استخدامه في الحالات التطبيقية، وحدود هذه الجداول هي من ( $\nu$ 1 إلى  $\nu$ 3)، وإن المساحة الكلية للتوزيع المساحة فوق  $\nu$ 3 تساوي صفر  $\nu$ 4 والمساحة تحت  $\nu$ 5 تساوي صفر  $\nu$ 5 والمساحة فوق  $\nu$ 5 تساوي صفر  $\nu$ 5 والمساحة قحت  $\nu$ 5 تساوي صفر  $\nu$ 5 والمساحة قوق  $\nu$ 5 تساوي صفر  $\nu$ 5 والمساحة قحت  $\nu$ 5 تساوي صفر ولاء  $\nu$ 5 والمساحة قحت  $\nu$ 5 تساوي صفر ولمدون والمحتمد والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون والمحتمد ولمدون ولمدون ولمدون ولمدون والمحتمد ولمدون

# العلامة المعيارية الزائية (Z - Score)

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطي دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلي.

$$Z = \underbrace{X_i - \mu}_{\sigma_x}$$

$$Z = \underline{X - \overline{X}}_{\sigma_x}$$

#### حيث:

: X : المشاهدات.

 $\overline{oldsymbol{X}}$ : الوسط الحسابي.

.  $X_i$  الوسط الحسابي للمجتمع الذي قيمه  $\mu$ 

.  $X_i$  الانحراف المعياري للمحتمع الذي قيمه  $\sigma_x$ 

# \* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- ■الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري=1
  - ■تحافظ على شكل التوزيع.

# خواص المنحني الطبيعي Normal Distribution Curve

- ■المساحة الكلية تحت المنحن=1
- ■شكل المنحني على هيئة جرس.
- ■تتركز المشاهدات حول الوسط الحسابي.
  - المنحني متماثل حول الوسط الحسابي.
    - إن المساحة الموجودة على بعد
- = ±2 انحراف معياري= 95.45% عن x =
- ± ± 8 انحراف معياري= 99.73 %

99-2003 إذا كانت قيمة الوسط الحسابي والوسيط والمنوال متماثلة تماماً في حدول تكراري فإن البيانات يكون لها توزيع يسمى:

أ) متماثلاً (طبيعياً) ب) مائلاً إلى اليمين ج) مائلاً إلى اليسار د) مقعراً.

من خصائص التوزيع الطبيعي أن الوسط = الوسيط = المنوال.

مــثال 2-1) إذا كانــت علامــة طالب في مادة الإحصاء هي 75 ومتوسط علامات الإحصاء هو 90 والانحراف المعياري لعلامات الإحصاء هو 5 وعلامته في مادة النظم هي 70 ومتوســط علامــات النظم هو 60 والانحراف المعياري لعلامات النظم هو 4 فأي العلامات أفضل.

$$Z_{stat} = \frac{X - \overline{X}}{\sigma_x} = \frac{75 - 90}{5} = -3$$

$$\frac{\sigma_x}{X - \overline{X}} = \frac{5}{70 - 60} = \frac{10}{10}$$

$$Z_{Mis} = \frac{3}{\sigma_x} = \frac{2.5}{3}$$

الذي يحصل على علامة زائية أعلى هو الأفضل.

إذا علامته في مادة النظم MIS أفضل من علامته في مادة الإحصاء.

2005-80 إذا كان الوسط الحسابي لعلامات طلبة احد الصفوف في مادة الإحصاء (60)، بانحـراف معـياري مقداره (5)، وكانت علامة أحد الطلبة في هذه المادة (75)، فإن قيمة العلامة المعيارية لهذا الطالب هي:

$$3 - 3$$
 ح  $\sqrt{3} - 7$  ج  $3/1$  ب  $(3-)$  - أوسط الحسابي  $= \frac{60-75}{5} = \frac{60-75}{5}$  العلامة المعيارية = العلامة الخام – الوسط الحسابي  $= \frac{60-75}{5}$ 

# \* المساحة تحت المنحني الطبيعي

إن القيمة الاحتمالية لـ Z يتم إيجادها من الجداول الإحصائية للتوزيع الطبيعي، فمثلاً لإيجاد احتمال القيمة 1 الجدول ثم نجد القيمة اليمين من الجدول ثم نجد القيمة المقابلة لها في الجانب الأيسر وهي 1 وهكذا.

σ=10 وانحراف معياري μ=60 مـــثال: إذا كـــان X يمـــثل تـــوزيعاً طبيعياً بمتوسط μ=60
 والمطلوب إيجاد الاحتمال التالى:

$$P(55 \le X \le 60) . 3 \quad P(65 \le X \le 70) . 2 \quad P(60 \le X \le 65) . 1$$

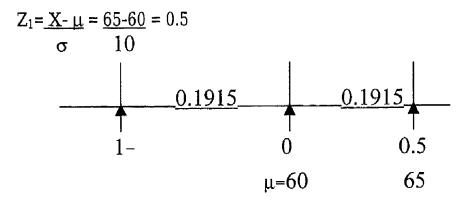
 $P(60 \le X \le 65) -1$ : الحل:

 $Z=X-\mu$  نقوم بتحويل قيم X للتوزيع الطبيعي إلى قيم Z المعيارية باستخدام الصيغة  $\sigma$ 

قيمة Z عند 60 = X

$$Z_1 = X - \mu = \underline{60-60} = 0$$
 $\sigma = 10$ 

X = 65 عند Z

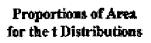


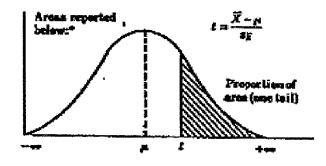
وبالرجوع لجحدول التوزيع الطبيعي نحد أن قيمة الاحتمال بين 0.50 هي 0.1915

# 3-2 التوزيع الاحتمالي التائي Probability Distribution (T) التوزيع

الجدول أدناه يعطم قيمة ٥٠

المقاطة للمساحة المظللة وقيمتها سم

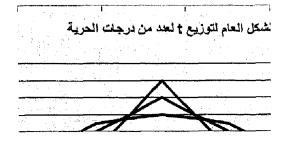




في حالة التوزيع الطبيعي Z إن الانحرافات للمتوسطات العينية ( $f{x}_i$  -  $\mu$ ) وقسمتها على الخطأ المعياري  $\sigma_x$  موزعة توزيعاً طبيعياً مع  $\mu=0$  و  $\mu=0$  حيث أن طرح  $\mu$  من وسط كل

عبسنة  $\overline{\mathbf{x}}$  لا يغير من شكل التوزيع لمتوسطات العينة وأن قسمتها على  $\mathbf{x}_i$  يؤدي إلى تقليل التسبخدام التسباين إلى 1، ولكسن عسند حسساب الانحسراف المعياري لكل متوسط  $\overline{\mathbf{x}}_i$  باستخدام  $\mathbf{x}_i$   ن  $\mathbf{x}_i$   $\mathbf{x}_i$   $\mathbf{x}_i$   $\mathbf{x}_i$  المعياري لمتوسط العينة  $\mathbf{x}_i$  أن المقام هو الخطأ المعياري للعينة ولوسع تسطحاً مما هي عليه في حالة  $\mathbf{x}_i$  والسبب في هذا أن المقام هو الخطأ المعياري للعينة وليس للمحتمع، وأن هذه الزيادة في الانحراف تكون انعكاساً للتباين الكبير للنسسة ألمين ( توزيع  $\mathbf{x}_i$  ) وصيغة المتسابه كالتالى:

$$\mathbf{t} = (\overline{\mathbf{x}} - \mu)/\mathbf{S}_{\mathbf{x}'}$$
  $\mathbf{S}_{\mathbf{x}'} = \mathbf{S}/\sqrt{\mathbf{n}}$  : عيث أن



شكل(3): الشكل العام لتوزيع t لعدد من درجات الحرية.

إن توزيع t له نفس خصائص التوزيع الطبيعي Z حيث انه:متماثل، يمتد من $\infty$ - إلى  $\infty$ + يختلف عن التوزيع الطبيعي من كون شكله يعتمد على عدد درجات الحرية V حيث أن V حيث أن V هي حجم العينة المعتمدة في حساب التباين ويرمز لدرجات الحرية بالرمز V وغالباً ما يقترب توزيع V من شكل التوزيع الطبيعي كلما زادت عدد درجات الحرية وأكثر درجة يتقارب التوزيعان بما عندما تكون V وعندما تكون V توزيعاً توزيعاً ويوجد هذا الجدول طبيعياً، لذلك هناك جدول خاص بتوزيع V يعطي قيمه بناء على قيم V ويوجد هذا الجدول على على قيم V

مثال: إذا كان لدينا عينة حجمها n=16 وانحرافها المعياري S=1.5 مسحوبة من مجتمع  $\overline{\mathbf{x}}=5$  مسطه الحسابي  $\mu=4$  فما هو احتمال أن تكون قيمة الوسط  $S_{\mathbf{x}'}=S/\sqrt{n}=1.5/\sqrt{16}=1.5/16=1.5/4=0.375$ 

الفصل الثانى: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$t = \frac{\overline{x} - \mu}{S_{x'}} = \frac{5-4}{0.375} = \frac{1}{0.375} = 2.67$$

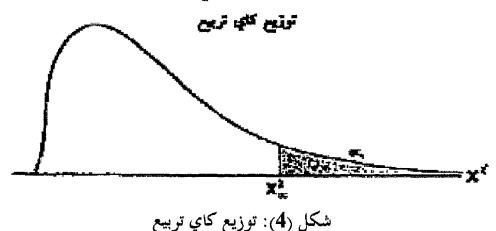
$$t \qquad 0 \qquad 5$$

$$\mu = 4 \qquad 2.67$$

ومـــن حدول t وبدرجة حرية V=n-1 = V=n-1 والبحث عن اقرب قيمة لــــ ومــن حدول t والبحث عن اقرب قيمة لــــ (t=2.67 المحسوبة نجدها 0.99 وعليه فإن 0.99 = 2.67

# التوزيع الاحتمالي لمربعات كاي 4-2 Probability Distribution of $\chi^2$

### Chi-Square Distribution



توزيع  $\chi^2$  من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة، ودالة كثافته النوعية تأخذ القيم من  $\chi^2$  وحسى  $\chi^2$  من شكله لا يشبه توزيع  $\chi^2$  لأنه منحنى يقترب للتماثل مع التوزيعات من جانسبه الأيمن فقط، وشكل توزيعه يعتمد على درجات الحرية  $\chi^2$  لذلك هو دالة لعدد درجات

الحرية ويبدأ بالشكل L ويقترب من التماثل كلما تزداد درجات الحرية.

$$\chi^2 = (\underline{n-1}) S^2$$

وهي توزيع مع (n - 1) من درجات الحرية.

التحليل الإحصائي

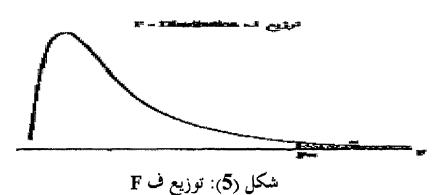
لإيجاد المساحات تحت منحنى  $\chi^2$  نستعمل حدول  $\chi^2$  حيث يمثل العمود الأيسر درجات الحرية  $\chi^2$  والخط الأفقي يمثل مستويات المعنوية، والقيم داخل الجدول تمثل المساحات للتوزيع. مثال: إذا كان لدينا  $\chi^2$  المحتسبة هي 0.995 لعينة حجمها  $\chi^2$  فما هي قيمة  $\chi^2$  التي يقع إلى يسارها 0.995 من المساحة.

الحل:

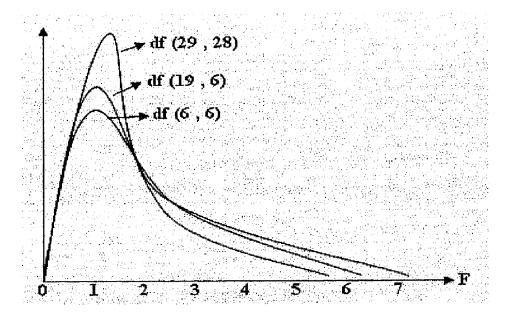
 $\chi^2_{0.995,11} = 26.757$  من الجدول

V = n - 1 = 12 - 1 = 11

# F- التوزيع الاحتمالي الفائي F- Probability Distribution



توزيع F: هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) وهما K-n للبسط ، K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث العينات، فإذا كان لدينا اختبار لقياس معنوية الفرق بين التقديرين K0 نوجد K1 حيث K2 مستوى المعنوية المستخدم للفرضية K4 وإلا نؤكد بوجود الاختلاف بين المتوسطات، والشكل التالي يبين توزيع K5 ويبين توزيع K6 مستوى المتوسطات ، والشكل التالي يبين توزيع K6 مستوى المتوسطات ، والشكل التالي



شكل (6): منحنى توزيع F حسب درجات الحرية

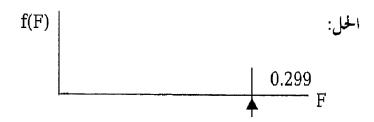
كما في توزيعات  $\chi^2$  له فإن توزيع  $\chi^2$  هو من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة،  $\chi^2$   $\chi^2$  المستمرة ولكن  $\chi^2$   $\chi^2$  ولكن شكله لا يسشبه توزيعي  $\chi^2$   $\chi^2$  لأنه يعتمد على قيمتين لدرجات الحرية  $\chi^2$  ولكن أحين العينتين ولا مسنهما تسبداً من 1 وحتى  $\chi^2$  ونسبة التباين تعتمد على تباين العينتين العينتين  $\chi^2$  ونظرياً فإن هذه القيمة تقترب من 1 لأن التباينين هما تقديرات لنفس الكمية ويرمز لها بالرمز  $\chi^2$ .

إذا كانت العينتين من مجتمعين طبيعيين منفصلين مختلفين في المتوسطات ولها نفس التباين أي:  $\mu_1 \neq \mu_2$  ،  $\sigma^2 = \sigma^2 = 0$  أو أن العينتين مستحوبة من نفس التوزيع الطبيعي ولكن تباينهما نفسه، يرمز للتوزيع بالرمز F.

والشكل العام لتوزيع F كما هو شكل توزيع  $\chi^2$  يبدأ على شكل حرف L عند درجات الحرية الصغيرة، ثم يصبح مفرطح باتجاه اليمين بازدياد درجات الحرية.

يستخدم الجدول في ملحق الكتاب لإيجاد المساحات تحت المنحني لتوزيع F

 $v_1$ =10 ودرجات حرية F عند النقطة  $v_1$ =10 ودرجات حرية  $v_2$ =10 .  $v_2$ =8 و



 $v_{2}=8$  ومن جدول F وبدرجتي حرية  $v_{1}=10$  حيث  $v_{1}=10$  بالاتجاه الأفقي للجدول و P=0.95 وبذيل واحد نجد القيمة  $F=\frac{1}{F_{(0.95,10.8)}}=\frac{1}{3.347}=0.299$ 

# 2-6 نظرية المعاينة Sampling Theory

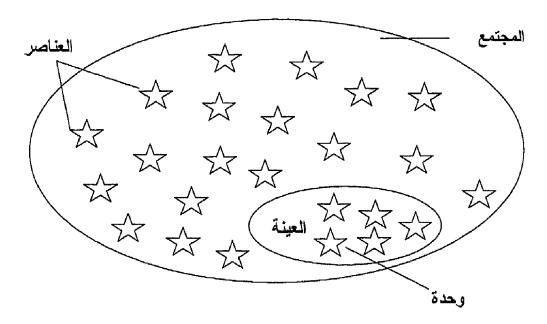
في الاحصاء الاستدلالي حيث يتوصل الباحث الى خصائص المجتمع Population عن طريق العينة العاينة، لأن دراسة المجتمع احياناً مستحيلة أو صعبة جداً ومكلفة وتحتاج الى وقت وجهد كبيرين.

# المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة

### Population, Sample, Element, and Sampling Unit.

إن أسئلة البحث والأهداف التي نحتاجها هي التي تحدد مدى الحاجة إلى استخدام العينة، كمسا أن قيود الوقت والكلفة وطبيعة المجتمع المبحوث قد تحول دون قدرة الوصول إلى المجتمع الكامل لجمع البيانات منه، وهنا لابد من إتباع أحد أساليب المعاينة والتي تزودك بأساليب مختلفة لأنواع العينات.

والشكل التالي يبين العلاقة بين المحتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.



الشكل(1): المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4<sup>th</sup> ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 205.

التوزيع Distribution: محموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: جميع المفردات التي يمكن أن يأخذها المتغير.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

مجـــتمع الهدف Target Population: المحتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أجريت على مجتمع العينة.

العينة Sample: محموعة حزئية من المحتمع.

المؤشسر Index: تدل على جميع مقابيس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic:ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'X' مؤشر مجتمع (معلم) Parameter: ويستخدم للمحتمع، مثل الوسط الحسابي  $\mu$ .

# 7-2 العينات Samples

الجستمع الإحسصائي Population: أي تجمسع معسرف من الأشياء أو الأشخاص أو الحوادث، وهو المجموعة الشاملة التي يجري اختيار العينات منها.

العينة Sample: جزء من المحتمع تتم دراسة الظاهرة عليهم من خلال المعلومات عن هذه العينة، حتى نتمكن من تعميم النتائج على المحتمع.

العينة Sample: أي مجموعة جزئية من المحتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

خصائص العينة تختلف باحتلاف العينة وحتى يكون التقدير مناسب يجب أن تكون العينة تتمتع يما يلي:

- أن تكون العينة ممثلة للمحتمع.
- أن يكون حجم العينة مناسب.

العينة الممثلة للمجتمع: هي العينة التي يتم اختيارها بطريقة عشوائية.

# :Reasons for using Samples أسباب استخدام العينات

- 1. صعوبة حصر أفراد المجتمعات في وقت واحد.
  - 2. تقليل نفقات الدراسة.
- 3. صعوبة تأمين العدد الكافي من المختصين الذين تحتاجهم الدراسة.
  - 4. التقليل من الوقت اللازم لإجراء الدراسة والتمكن من تحديده.
    - 5. الحصول على دقة قريبة من استخدامنا للمجتمع.

# عدد أفراد العينة Number of Sample's Persons:

- 1. لا يوجد قانون محدد لتحديد حجم العينة.
- 2. الدراسات المسحية: 20% من أفراد المجتمع إذا كان صغير نسبياً (500-1000) وتصبح 5% من أفراد المجتمعات الكبيرة جداً.
  - 3. العينة تكون 30 فرداً من أفراد المجتمعات الصغيرة. ولا تقل عن ذلك.
  - 4. الدراسات الارتباطية: 30 فرداً لكل متغير في الارتباط والانحدار المتعددين.

- 5. البحوث التحريبية: 15 فرداً في كل مجموعة.
- 6. التحليل العاملي: أن يكون حجم العينة من خمسة إلى عشرة أمثال عدد الفقرات. ويسبين الجسدول (1.4) حجم العينة المطلوب اعتماداً على هامش الخطأ المسموح به ومنه يتبين أنه كلما قل هامش الخطأ المسموح به زاد حجم العينة.

الجدول (1) اختلاف حجم العينة المطلوب باختلاف هامش الخطأ المسموح به.

	هامش الخطأ المسموح به (Margin of error)					
(%1)	(%2)	(%3)	(%5)	حجم المجتمع الكلي		
50	49	48	44	50		
99	96	91	79	100		
148	141	132	108	150		
196	185	168	132	200		
244	226	203	151	250		
291	267	234	168	300		
384	343	291	196	400		
475	414	340	217	500		
696	571	440	254	750		
906	702	516	278	1000		
1655	1091	696	322	2000		
3288	1622	879	357	5000		
4899	1936	964	370	10000		
8762	2345	1056	383	100000		
9513	2395	1066	384	1000000		
9595	2400	1067	384	10000000		

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4<sup>th</sup> ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 212.

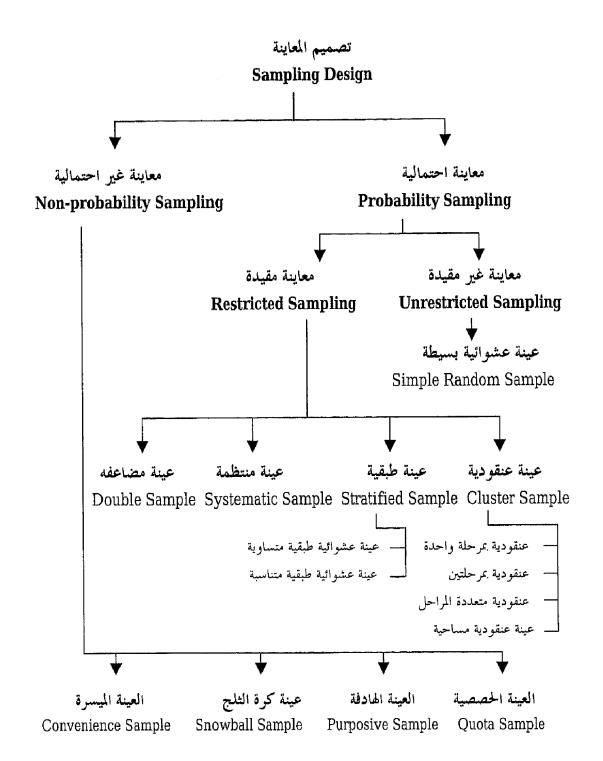
كما قدم كل من كريجيسي ومورجان (Krejcie & Morgan, 1970) حدول يسهل اتخساذ قرار حيّد لتحديد حجم العينة المطلوبة اعتماداً على حجم المحتمع الكلي وهامش الخطأ المسموح به (5%).

الجدول (2) تحديد حجم العينة اعتماداً على حجم المجتمع الكلي (هامش الخطأ المسموح به (5%)).

((,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	J	ے کی ر		,	
العينة	المجتمع	العينة	المجتمع	العينة	المجتمع
(n)	(N)	(n)	(N)	(n)	(N)
291	1200_	140	220	10	10
297	1300_	144	230	14	15
302	1400	148	240	19	20
306	1500	152	250	24	25
310	1600	155	260	28	30
313	1700	159	270	32	35
317	1800	162	280	36	40
320	1900	165	290	40	45
322	2000	169	300	44	50
327	2200	175	320	48	55
331	2400	181	340	52	60
335	2600	186	360	56	65
338	2800	191	380	59	70
341	3000	196	400	63	75
346	3500	201	420	66	80
351	4000	205	440	70	85
354	4500	210	460	73	90
357	5000	214	480	76	95
361	6000	217	500	80	100
364	7000	226	550	86	110
367	8000	234	600	92	120
368	9000	242	650	97	130
370	10000	248	700	103	140
375	15000	254	750	108	150
377	20000	260	800	113	160
379	30000	265	850	118	170
380	40000	269	900	123	180
381	50000	274	950	127	190
382	75000	278	1000	132	200
384	1000000	285	1100	136	210
- 3	77 (0000)	D	L - I - Com burns	A skill l	wilding appro

Source: Sekaran, Uma (2003). Research methods for business: A skill-building approach (4th ed.). New York: John Wiley & Sons Inc., p. 294.

تصنف العينات إلى عينات احتمالية وعينات غير احتمالية: يين الشكل (2) الأساليب المختلفة التي يمكن إتباعها في اختيار العينة.



# أو لاً: العينات غير الاحتمالية Non probabilistic Samples

هـــي عينات يتدخل فيها ميل الباحث وتحيزه بدرجة كبيرة في اختيار أفرادها، ويصعب تعميم نتائجها على جميع أفراد المجتمع. ومنها ما يلي:

### 1. العينة الميسرة Convenience Sample

تت ضمن العينة الميسرة اختيار جزافي أو مصادفة للحالات المدروسة والتي من السهولة الحصول عليها في العينة، إذ يتم اختيار وحدات العينة بناء على سهولة الوصول والاتصال بالأعضاء، وهي سريعة التنفيذ وقليلة الكلفة، ولكن لا يمكن تعميم نتائجها. وغالباً ما تخدم هذه العينة كدراسة قبلية/ أولية أكثر من كونها عينة مهيكلة متكاملة (Saunders et al., 2007, 234).

#### 2. العينة الهادفة Purposive Sample

تـستخدم العينة الهادفة للحصول على معلومات من شريحة مُحدّدة قادرة على توفير المعلومات، إما بسبب موقعهم، أو لان بعض المعايير التي وضعها الباحث تتوفر فيهم؛ لألهم أفسضل الأشسخاص القادرين على توفير المعلومات، حيث يتم اختيار وحدات العينة بناء على الخسيرات في الموضوع الذي يدرس. وتستخدم العينة الهادفة عندما تكون المعلومات المطلوبة متوفرة لدى فئة معينة من الأفراد، فهي التي تملك المعرفة في الموضوع المبحوث وتستطيع تقديم المعلومة.

وتستخدم العينة الهادفة في الغالب عندما نتعامل مع عينات صغيرة، أو عندما نتعامل مع حالات نريد منها معلومات خاصة (Neuman, 2000).

### 3. العينة الحصصية Quota Sample

تستخدم العينة الحصصية في مقابلات المعاينة (Survey) وهي غير عشوائية تماماً، وتقوم على افتراض أن العينة تمثل المجتمع وان التغيّر بالنسبة لمتغيرات العينة الحصصية هي نفسها بالنسبة لمتغيرات المجتمع، لذا فإن العينة الحصصية هي نوع من العينة العشوائية الطبقية ولكنها تختار أفراد الطبقة بطريق غير عشوائي، إذ تعتمد على تقسيم المجتمع إلى مجموعات خاصة، ثم حساب حصة كل مجموعة اعتماداً على علاقتها بالبيانات المتوفرة وحمم المجتمع، ثم الحصول على تلك الحصة بأيسر الطرق (Saunders et al., 2007, 226).

وتـــستخدم العيــنة الحصــصية عندما يكون هناك صفات محدّدة يجب أن تؤخذ مسبقاً بالاعتــبار في العينة مثل: (الجنس، الوظيفة، التوزيع الجغرافي)، إذ لابد والحالة هذه من توزيع العينة بالحصة على المحتمع لتُمثّل التنوّع بداخله.

ومـــثال ذلــك: إذا أردنا توجيه سؤال معين إلى مجموع العمال والعاملات في الشركة المــتحدة، وتـــبين إن العمالــة في الشركة تتكون من (30%) من العمال الذكور، بينما نسبة (70%) من العمالة إناث، وتقرر أن يكون إجمالي العينة (10) أشخاص. فإننا سنوجه السؤال إلى أول (3) عمال ذكور، وأول (7) عاملات إناث تتم مواجهتهم في ظروف مريحة وبصورة كيفية دون الاعتماد على الأسلوب العشوائي ليصبح مجموع العينة (3 + 7 = 10) أشخاص.

ومن العوامل التي تشجع على العينة الحصصية توفير الوقت والكلفة والجهد، والحصول على إجابات سريعة من العينة، كما ألها تصبح ضرورة عندما يكون شريحة في المجتمع ذات تمثيل قليل ونرغب في إشراكها في العينة المحتارة.

### 4. عينة كرة الثلج Snowball Sample

تستخدم عينة كرة الثلج عندما نواجه صعوبة في تحديد أعضاء المجتمع المرغوب دراسته، حيث يبدأ الباحث بعينة صغيرة ميسرة، ثم تبدأ العينة بالكبر شيئاً فشيئاً مع سير الدراسة.

وفي هذه الحالة نحتاج إلى الخطوات التالية: (Saunders et al., 2007, 232)

- الاتصال بواحد أو اثنين من حالات المحتمع المرغوب دراسته.
- سؤال هؤلاء لتحديد حالات أخرى يمكن الرجوع إليها لتوفر المعلومات لديهم.

- سؤال الحالات الجديدة لتحديد حالات أخرى جديدة، وهكذا.
- الــتوقف عندما لا نستطيع الوصول إلى حالات جديدة، أو الوصول إلى حجم عينة مقبول.

ومثال ذلك: إذا أراد باحث أن يدرس تأسيس الإمارة عام 1921 عن طريق المقابلات مسع الأفراد الذين عايشوا الحدث، ونلاحظ في هذه الحالة أن الأفراد الذين عايشو الحدث ولا زال علسى قيد الحياة قد يكون عددهم قليل، ولذلك يقوم الباحث بتحديد والاتصال بواحد أو أثسنين من هؤلاء الأفراد، ثم يقوم بالاستدلال منهم على أفراد آخرين وهكذا حتى لا يستطيع الوصول إلى أفراد جدد، أو يكون قد استوفى البيانات التي يرغب بجمعها لبحثه.

# ثانياً: العينات الاحتمالية Probabilistic Samples:

عينات يتم اختيارها بطرق تعتمد مباديء الاحتمالات بغرض تمثيل المحتمع، ومنها ما يلي:

# 1. العينات العشوائية البسيطة Simple Random Samples

اختيبار عدد معين من أفراد المحتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة، وتستخدم للمحتمع الذي يتكون من عناصر متجانسة.

# حجم العينة = نسبة العينة \* عدد أعضاء الجتمع

# 2. العينات العشوائية الطبقية Stratified Random Sample:

يـــتم الحــصول علــيها بتقسيم المحتمع الأصلي إلى طبقات أو فئات وفقاً لخاصية معينة كالجــنس أو مــستوى التعليم، فإذا كانت عناصر المحتمع غير متحانسة فإننا نقسم المحتمع إلى طبقات، ثم نأخذ عينة عشوائية بسيطة من كل طبقة تتناسب مع حجم الطبقة.

ويمكن تقسيم العينة الطبقية العشوائية إلى:

• توزيم متمساوي (Equal Distribution) وهنا تقسم العينة الكلية على الطبقات بالتساوي.

• توزيع متناسب/ نسبي (Proportional Distribution) حيث يؤ حذ عدداً من كل طبقة يتناسب مع حجم الطبقة في المجتمع.

# العينة الطبقية = (حجم الطبقة / حجم الجتمع) \* حجم العينة

مثال: رأي الآباء والأمهات حول قضية معينة.

99-2003 أردنا اختار عينة طبقية حجمها ن = 100 من محتمع مكون من 100 شخص وينقسم إلى طبقتين(400ذكور، 600 إناث)، فإن هذه العينة ستكون مكونة من:

أ)40ذكور، 60إناث ب)60ذكور، 40إناث ج) 50ذكور، 70إناث ج) 50ذكور، 70إناث العينة الطبقية = (حجم الطبقة/ حجم المجتمع) \* حجم العينة حجم الذكور = (1000/100)\*400 400 600 600 600/100)

2003-85 في دراسة إحصائية استهدفت طلبة كليات المحتمع، أخذت عينة عشوائية من كل كلية يتناسب عددها مع عدد الطلبة فيها، فإن هذه العينة تسمى:

أ) عنقودية ب) منتظمة ج) معيارية د) طبقية.

2005-81 كلية تضم عدة تخصصات مختلفة، يراد اختيار عينة تمثل كل الطلاب في الكلية، فإن أفضل اسلوب لاختيار هذه العينة هو العينة العشوائية:

أ) البسيطة ب) المنتظمة ج) ا**لطبقية** د) العنقودية.

2-2002 عدد المهندسين المسجلين في نقابة المهندسين 35000 مهندس و 2000 مهندس و المندسة، فالطريقة الأنسب و 15000 مهندسة، فالطريقة الأنسب في اختيار هذه العينة على أساس نقابي هي العينة:

أ- العشوائية. ب- المنتظمة. ج- العنقودية. د- الطبقية.

# 3. العينات العشوائية العنقودية Cluster Random Samples:

عندما نواجه في بعض الدراسات التطبيقية أن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات وغالبا ما تكون متشابحة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي نقوم بدراستها مثل: المدن، الشوارع، الكليات، وغيرها فإن هذه التجمعات عندها تسمى عناقيد (Cluster) إذ يحوي كل عصنقود منها على عدد من عناصر المجتمع الأصلية والتي غالبا ما تكون متجانسة، فإننا نلجأ في هذه الحالة إلى العينة العنقودية.

تتميز مجموعات الدراسة المحتلفة في المعاينة العنقودية بعدم التحانس بين عناصر كل مجموعة، حيث يوجد اختلافات بين العناصر المشكلة للمجموعة الواحدة، مع وجود تجانس بين المجموعات الجزئية (العناقيد). أي تجانس بين العناقيد ككل، ولكن عدم تجانس داخل العنقود نفسه.

وتقسم العينة العنقودية إلى:

- عينة عنقودية بمرحلة واحدة Single-Stage Cluster Sampling
  - عينة عنقودية بمرحلتين Duple-Stage Cluster Sampling
- عينة عنقودية متعددة المراحل Multi-Stage Cluster Sampling
  - معاينة مساحية Area Cluster Sampling

# 4. العينات العشوائية المنتظمة Systematic Random Samples:

وهي نادرة الاستعمال وتتصف بانتظام الفترات بين وحدات الاختيار، أي أن الفرق بين كل اختيار والذي يليه متساوياً في كل الحالات، ويستعمل إذا توفرت قائمة بأسماء أفراد المحتمع فإنسنا نستطيع اختيار أفراد العينة بحيث يكون الفرد ذو ترتيب معين ضمن أفراد المحتمع ويكون الختيار الفرد الأول من القائمة عشوائياً، مثال: اختيار (100) طالب من أصل (1000) طالب في الجامعة.

نحدد مقدار الفترة=عدد طلاب المحتمع/عدد طلاب العينة = 100/1000=10 كندد مقدار الفترة=عدد طلاب المحتمع/عدد طلاب العينة = 100/1000=10 كنديد نقطــة البدء ويتم اختيارها عشوائياً من 9-0 ولنفترض الرقم 8 هو الاختيار الأول، ونزيد لكل اختيار يليه الرقم 10

### 5. العينات المعيارية Standard Samples

عينة تمثل المجتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المجتمع (الوسط، الوسيط، الانحراف المعياري) ويتم اختيارها بصورة تتابعية.

22-2004 من العينات الاحتمالية العشوائية:

أ) القصدية. ب) الحصصية. ج) العنقودية. د) الصدفة.

### أخطاء العينات Samples Errors

إن النـــتائج الــــي نحصل عليها من العينات لا تكون مطابقة تماماً للنتائج في حالة المسح الشامل وذلك لأن نتائج العينات تتعرض لمجموعة من الأخطاء منها ما يلي:

- 1. أخطاء عشوائية (أخطاء الصدفة) Random Errors: والسبب في هذا الخطأ هو طريقة اختيار العينة، مثل اختيار (حجم العينة، نوع العينة، تباين عناصر المحتمع).
- 2. أخطساء التحيسز Bias Errors: سببه زيادة أو نقص في البيانات، وقد يحث هذا الخطأ أيضا في المسح الشامل وذلك للأسباب التالية:
  - أ- الإجابات الخاطئة التي قد يتسبب فيها جامع البيانات.
    - ب- أخطاء من قبل المستجيب لعدم فهمه السؤال.
      - ج- أخطاء من قبل المستحيب لأمور شخصية.
      - د- التحيز في عناصر المحتمع التي تم احتيارها.
    - ه- عدم الوصول إلى مفردات العينة واستبدالها بأخرى.
      - و- عدم وجود إطار سليم للعينة.

#### 2002-1 يقصد بالعينة:

أ- المشاهدات التي يتم تطبيقها على جميع أفراد مجتمع الدراسة.

ب- مجموعة جزئية من مجتمع الدراسة.

ج- إحدى وسائل المسح الشامل.

د- طريقة إحصائية في قياس الترعة المركزية.

7-2002 يمكننا الحكم على مدى تمثيل عينة ما للمجتمع المأخوذة منه من خلال:

أ- تجانس أفراد عينة الدراسة.

ب- تمثيل العينة بنسبة تزيد على 10%

ج- بعد أو قرب متوسط العينة عن متوسط مجتمعها مقدراً بوحدات الخطأ المعياري.

د- العينة منتظمة.

-2002-8 أفضل نسبة في اختيار عينة الدراسة من مجتمع كبير برأي الاحصائيون: أ- 2% ب- 4% د- 10%

2005-72 العينة الأكثر دقة في تمثيل المجتمع غير المتحانس هي:

أ- العشوائية البسيطة. ب- المنتظمة. ج-الطبقية. د-متعددة المراحل.

73-2005 مستوى القياس الذي تستخدم فيه الأرقام بمدف التصنيف فقط هو:

أ- الاسمي. ب- الرتبي. ج- النسبي. د- الفئوي.

92-2002 العيانة التي تمنح كل فرد من أفراد المجتمع نفس الفرصة في الاختيار ليكون أحد أفرادها هي العينة:

أ- الطبقية. ب- العشوائية البسيطة. ج- المنتظمة. د- متعددة المراحل

93-2006 مستوى القياس الذي تكون وحداته متساوية وليس له صفر مطلق هو: أ- النسبي. ب- الرتبي. ج- الفئوي. د- الاسمي.

2006-100 المقصود بمجتمع الدراسة في الإحصاء:

أ) الأفراد الذين تحرى عليهم الدراسة. ب) العينة التي تقع عليها الدراسة.

ج) الأفراد الذين تعمم عليهم نتائج الدراسة. د) جزء من عينة الدراسة.

# 8-2 توزيع المعاينة Sampling Distribution

يخضع الجستمع الذي تؤخذ منه العينة لتوزيع معين وهو توزيع المحتمع الاحتمالي لمتغير عشوائي يمثل وحدات ذلك المجتمع، وإن التوزيع الاحتمالي للاحصاءة يدعى بتوزيع المعاينة لتلك الاحصاءة والمتمثل بثوابت تعين هذا التوزيع تماماً وتسمى معلمات.

اذا كان المحتمع يخضع لتوزيع طبيعي فإن المعلمين هما الوسط الحسابي  $\mu$  والانحراف المعسياري  $\mu$  فسإذا كانت معلومة فيمكن عندئذ ايجاد جميع الاحتمالات المتوقعة لهذا المحتمع وكذلك الحال إن كان المحتمع يخضع لتوزيع ذو حدين فإن المعلمة هي احتمال النحاح ( $\mu$ )، فإنها المحتمع عرفة توزيعه أي يمكن تحديد مجتمعه، أي أن دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير ( $\mu$ ) والذي يمثل أي فرد من أفراد ذلك المحتمع يكون قد تحدد تماماً، وبعد ذلك يمكن حساب بعض المقاييس عن هذه العينة مثل الوسط الحسابي للعينة الواحدة هو ( $\mu$ ) ويسمى بإحصاءة العينة وهذه القيمة ربما تتغير من عينة إلى أخرى، وأن قيمة الوسط كما ذكرنا فإنما تتغير من عينة إلى أخرى لذا فالمتغير العشوائي هنا هو ( $\mu$ ) أي أن قيمة هذا الإحصاءة ( $\mu$ ) أي أن قيمة هذا الإحصاءة المينة، وهذه التوزيع الاحتمالي لإحصاءة العينة، ومنها يمكن التوصل إلى تعريف الانحراف القياسي لتوزيع المعاينة والذي يدعى بالخطأ القياس للإحصاءة.

نظرية: إذا كان  $(\overline{x})$  يخضع لتوزيع وسطه  $\mu$  وتباينه  $\sigma^2$  وكان  $(\overline{x})$  يمثل الوسط الحسابي لعينة حجمها  $\pi$  والمسحوبة من هذا المجتمع فإن القيمة المتوقعة لهذا الوسط هو  $\mu$  الحسابي لعينات الوسط الحسابي لحميع الأوساط الحسابية للعينات التي سحبت منها هذه العينات، أما تباين  $(\overline{x})$  هو:

$$\sigma_{\overline{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

أي أن تـباين هذه العينات يعتمد على تباين المجتمع وعلى حجم العينة، وهو بذلك أقل من تباين المجتمع، وبالتالي كلما كبر حجم العينة قل مقدار الخطأ القياسي للوسط الحسابي  $(\overline{X})$  ونقرب وسط تلك العينة من الوسط الحسابي للمجتمع لذا يمكن استخدام تقدير الوسط الحسابي كتقدير لـ  $\mu$ ، ويجب توفر شرط الإرجاع.

التحليل الإحصائي

# توزيع المعاينة للوسط الحسابي من مجتمع طبيعي:

# Sampling Distribution for the Mean of Normal Population:

إذا ســحبت عيــنة عشوائية حجمها (n) من مجتمع كبير له وسط حسابي (5) وتباين معلــوم  $\sigma^2$  فإنَّ توزيع المعاينة للوسط الحسابي  $\overline{(x)}$  يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي .  $\mu_{\overline{x}} = \mu$ 

والانحراف المقياسي:

$$\sigma_{\overline{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

وأن (z) هــي قيمة المتغير الطبيعي القياسي الذي له وسط حسابي مساوياً صفر وبتباين مقداره واحد.

وهذا ما يسمى بتوزيع المعاينة للوسط الحسابي  $(\overline{x})$ .

### مثال (2):

تخضع علامات الطلاب في مادة الإحصاء لتوزيع الطبيعي بمعدل (70) وانحراف معياري (20)، سحبت منه عينة عشوائية حجمها (36) طالباً، أوجد:

- توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن (78).

الحل:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 70$$

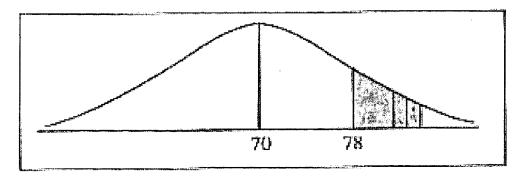
$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{36}} = \frac{20}{6} = 3.3$$

وإنَّ توزيع المعاينة هو:

 $\overline{X} \sim N(70,10.89)$ 

لإيجاد الاحتمال لدينا:

$$p(\overline{x} \ge 78) = p\left(\frac{\overline{x} - 70}{3.3} \ge \frac{78 - 70}{3.3}\right)$$
$$= p\left(Z \ge 2.42\right)$$



$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - p(0 < Z < 2.42)$$

و باستخدام حدول التوزيع الطبيعي:

$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - 0.4922 = 0.0074$$

توزيع المعاينة للفرق بين وسطين:

Sampling Distribution for the Difference Between Two Sample Means: في حالة معلومية تباين المجتمعين الموزعين توزيعاً طبيعياً

نفسرض أن لدينا مجتمعين، الأول بوسط  $\mu_1$  وتباينه  $\sigma_1^2$  والمجتمع الثاني وسطه الحسابي وتباينه  $\sigma_2^2$  والمجتمعين يتبعان التوزيع الطبيعى:

نظرية: سحبت عينة عشوائية حجمها  $(n_1)$  من مجتمع طبيعي معدله  $\mu_1$  وتباينه  $\sigma_1^2$  والعينة الثانية مستقلة عن العينة وعينة ثانسية مسن مجتمع طبيعي أيضاً معدله  $\mu_2$  وتباينه  $\sigma_2^2$  والعينة الثانية مستقلة عن العينة الأولى، و  $(\overline{X}_1)$  عثل الوسط الحسابي للعينة الأولى، و  $(\overline{X}_1)$  عثل الوسط الحسابي للعينة الثانسية، فإن توزيع المعاينة للفرق بين متوسطيهما  $(\overline{X}_1 - \overline{X}_2)$  يتبع التوزيع الطبيعي ذا المعدل  $(\mu_1 - \mu_2)$  والتباين:

$$\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

فإنَّ توزيع المعاينة يكون:

$$(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) \sim N\left(\mu_{1} - \mu_{2}, \frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}\right)$$

$$Z = \frac{(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}}$$

يخضع لتوزيع طبيعي معياري بوسط مساوي إلى الصفر وانحراف معياري يساوي واحد، أي أنَّ:

$$\mu_{X_{1-X_{2}}} = \mu_{1} - \mu_{2}$$

$$\sigma_{X_{1-X_{2}}} = \sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}$$

# مثال (3):

سحبت عينيتين عشوائيتين من شركتين مختلفتين لإنتاج العدد الزراعية وكانت الأجور المدفوعة من قبل الشركة المدفوعة من قبل الشركة (A) إلى (36) عاملاً تساوي ديناراً أردنياً بانحراف معياري (36) ديناراً، أما الأجور المدفوعة من قبل الشركة (B) إلى (40) عاملاً تساوي (186) ديناراً بانحراف معياري (40) ديناراً، الشركة (A) إلى (40) عاملاً تساوي (186) ديناراً بانحراف معياري (40) ديناراً، احسب احتمال أن معدل الأجور المدفوعة من قبل الشركة (A) لها متوسط على الأقل (60) ديناراً فأكثر من متوسط الأجور المدفوعة للشركة (B).

الحل: المعلومات المتوفرة في المثال يمكن توضيحها كما يلي:

	الشركة (B)	الشركة (A)
الوسط الحسابي	$\mu_2 = 180$	$\mu_1 = 230$
الانحراف المعياري	$\sigma_2 = 40$	$\sigma_1 = 36$
حجم العينة	$n_2 = 49$	$n_1 = 36$

الفصل الثاني: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$\mu_{X1-X2} = \mu_1 - \mu_2$$

$$= 230 - 180$$

$$= 50$$

$$\sigma_{X1-X2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \frac{\sigma_2^2}{n_1}}{n_1 + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

$$= \sqrt{\frac{(36)^2 + \frac{(40)^2}{49}}{36}} = 8.3$$

$$P(\overline{X_1} - \overline{X_2} \ge 60) = P\left\{\frac{(\overline{X_1} - \overline{X_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \ge \frac{60 - 50}{8.3}\right\}$$

$$P(Z \ge \frac{10}{8.3}) = P(Z \ge 1.204) = 0.5 P(0 \le Z \le 1.204)$$

$$= 0.5 - 0.3925 = 0.1075$$

# Sampling Distribution for Proportion توزيع المعاينة للنسب-2

إذا كانت قيمة كل عنصر متمثلة بالنجاح أو الفشل فإننا نسمي كل مشاهدة من هذا المحتمع "تجسربة بيرنوللي" حيث أن احتمال النجاح يساوي (p) واحتمال الفشل يساوي (p) علماً بأن (p + q = 1) وعندما نسحب عينة عشوائية حجمها (n) فإنَّه يجب إعادة التجربة (n) مسن المحساولات، وبذلك فإنَّ توزيع المعاينة للمتغير العشوائي (x) المتمثل بعدد النجاحات في العيسنات ذات حجسم (n) يمكسن أن يكسون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره وانحسراف قياسي  $\sigma = \sqrt{npq}$  علماً بأن نسبة النجاح مختلفة من عينة إلى أخرى وعلى شرط ألا تكون قريبة من الصفر أو الواحد.

$$\hat{P} = \frac{x}{n}$$
 بالمقدار: (p) بالمقدار: يمكن التعبير عن نسبة النجاح

حيث أن (x) = عدد المحاولات (النجاحات).

= -2 العينة.

أ = نسبة النجاح في العينة.  $\hat{p}$ 

وكما ذكرنا أن  $\hat{p}$  تختلف من عينة إلى أخرى فإن توزيع المعاينة لــ(x) عدد النجاحات في العينات ذات الحجم (x) يمكن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره:

$$\mu_p = E(\hat{P}) = E\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{np}{n} = p$$

و بتباین:

$$\sigma_p^2$$
 =  $\operatorname{var}(\hat{p}) = \operatorname{var}\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{npq}{n^2} = \frac{pq}{n}$  على شرط أن تكون قيم (p) قريبة من الصفر أو الواحد.

نظرية:

سحبت عينة عشوائية حجمها (n) من مجتمع إحصائي يخضع لتوزيع بيرنوللي، أي ذات  $\hat{p}$  المحبت عينة عشوائية و تباين  $\hat{p}$  وتباين  $\sigma^2=npq$  وتباين  $\mu=np$  المحبت في المحبة المحبت في المحبت في المحبة المحبت في المح

$$\sigma_{\dot{p}} = \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

لذا فإنَّ القيمة المعيارية (Z) هي:

$$Z = \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$$

$$\hat{P} = \frac{X}{n}$$

مـــثال (4): إذا كـــان احتمال نجاح الطالب في مادة الاحصاء هو 0.8 وسحبت عينة عشوائية حجمها 49 طالباً، أوجد احتمال ( $\hat{p} < 0.92$ )

الحل: باستخدام النظرية يمكن إيجاد قيم الاحتمال أعلاه كما يلي:

$$P \left(0.7 \le \hat{P} \le 0.92\right)$$

$$P \left\{ \frac{0.7 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \le Z \le \frac{0.92 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \right\}$$

$$= P \left\{ \frac{-0.1}{0.06} \le Z \le \frac{-0.12}{0.06} \right\}$$

$$= P \left(-1.66 \le Z \le 2\right) = P(0 \le Z \le 2) + P(0 \le Z \le 1.66)$$

$$= 0.4772 + 0.4515 = 0.9287$$

توزيع المعاينة للفرق ما بين نسبتين:

### Sampling Distribution for Differences Between Two Proportions:

نظریة: سحبت عینتان عشوائیتان حجمها  $(n_1, n_2)$  من محتمعین مستقلین یخضع الأول  $(n_1, n_2)$  من مستقلین یخضع الأول

لتوزيع ذي الحدين (B (n1, p1)، والثانية أيضاً تخضع لتوزيع ذو حدين (B (n2, p2، وأن:

$$\mu_1 = n_1 p_1$$
 ,  $\sigma_1^2 = n_1 p_1 q_1$ 

$$\mu_1 = n_2 p_2$$
 ,  $\sigma_1^2 = n_2 p_2 q_2$ 

فتوزيع المعاينة للفرق ما بين  $\hat{P}_2 - \hat{P}_1$  يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط:

 $\mu_{\hat{p}_1-\hat{p}_2} = p_1 - p_2$ 

وانحراف قياسي:

$$\sigma_{\hat{p}1-\hat{p}2} = \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$$

لذا فإنَّ القيمة المعيارية لهما:

$$Z = \frac{\hat{P}_1 - P_2 - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}$$

مثال (5):

إذا كانت نسبة النجاح في مادة الإحصاء في جامعة مؤته تساوي (0.8)، وكانت نسبة النجاح لنفس المادة في جامعة الاسراء تساوي (0.75)، سحبت عينة عشوائية حجمها (70) طالباً من جامعة مؤته وعينة ثانية من جامعة الاسراء حجمها (35).

أوحد احتمال أن تزيد نسبة النجاح في جامعة مؤته عن نسبة النجاح في جامعة الاسراء بمقدار (0.1) على الأكثر.

الحل:

$$P\left(\hat{P}_1-\hat{P}_2\leq 0.10
ight)$$
 المطلوب هو إيجاد

وباستخدام النظرية أعلاه فإن هذا الاحتمال يساوي:

$$p(\hat{p}_1 \ \hat{p}_2 \le 0.10)$$

$$= p\left\{ \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}} \le \frac{0.10 - (0.8 - 0.75)}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{70} + \frac{(0.75)x(0.25)}{35}}} \right\}$$

$$= p\left( Z \le \frac{0.05}{0.0873} \right) = p\left( Z \le 0.573 \right)$$

$$= 0.5 + P\left( 0 \le z \le 0.573 \right)$$

$$= 0.7157$$

أي أن نسبة النجاح في مؤته تزيد بـ(71%) عنها في جامعة الاسراء.

### توزيع المعاينة للتباين (Sampling Distribution for the Variance):

إذا سلحبنا عينات عشوائية كل منها ذات حجم n من مجتمع طبيعي تباينه  $\sigma^2$  ثم أعيد الاختيار لعدة مرات وحسب تباين كل عينة  $S^2_i$  فإننا نحصل على الإحصاءة  $S^2$ .

نان المعاينة  $S_2$  ليس ذا مكانة عملية في الإحصاء لذا نتيحة إلى توزيع المعاينة لـــ:

$$x^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}}$$

هذا يعني أن توزيع المعاينة إلى التباين يخضع لتوزيع مربع كاي وبدرجة حرية (n-1).  $\frac{1}{100}$   $\frac{1}{1$ 

$$x^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

هي قيمة المتغير العشوائي  $(x^2)$  الذي له توزيع مربع كاي بدرجة حرية (n-1).

هم قيمة المتغير العشوائي  $(x^2)$  الذي له توزيع مربع كاي بدرجة حرية  $(x^2)$  معدل  

- جد توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن 78

$$\mu = \mu = 70$$
 $\sigma = \sigma / \sqrt{n} = 10 / \sqrt{25} = 10 / 5 = 2$ 

ان توزيع المعاينة هو: 
$$\overline{x} \sim N(\mu \, , \, \sigma^2/n)$$
 
$$\overline{x} \sim N(\mu \, , \, \sigma^2/n)$$
 
$$\overline{x} \sim N(70 \, , \, 100/25) \, , \, \overline{x} \sim N(70 \, , \, 4)$$
 
$$-78$$
 احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن  $-78$   $= P(\overline{x} \geq 78) = P\{\overline{x} - 70/2 \geq 78 - 70/2\}$  
$$= p(Z \geq 4)$$

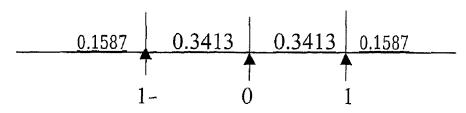
## 9-2 أسـئلة وتمارين Exercise

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

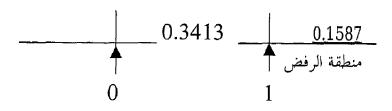
-1 في المنحنى الطبيعي المعياري المساحة المحصورة بين -1 و -1 هي:

0.3174 - 5 0.6826 - 7 0.3413 - 9 0.1587 - 10



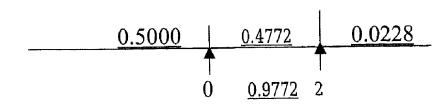
2- إذا كان 50=X ، X=10 ، X=60 علامة الإحصاء، ما احتمال الحصول على علامة أكبر من 70؟

أ- 0.3413 - ح- 0.5000 - ح- 0.3413 - أ

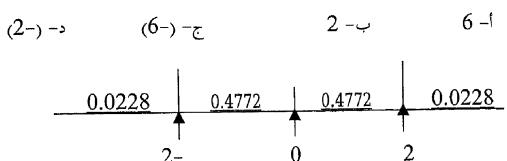


3- تضم جامعة (10000) طالباً وطالبة وتتوزع أوزانهم توزيعاً طبيعياً معيارياً بوسط حسابي X'=60 ها عدد الطلبة الذين تقل أوزانهم عن Sx=10 ، ما عدد الطلبة الذين تقل أوزانهم عن X'=600.4772 -- 0.0228 -- 0.5000 -- 0.9772 -- f

التحليل الإحصائي



-4 استعن بالجدول لإيجاد X' إذا علمت أن X = 5 ، X = 5



- 5- إذا تم تحويل علامات من مقياس إلى آخر و لم يصاحب التحويل تغييراً في شكل التوزيع فإن التحويل من النوع.....
- 0- العلامــة في توزيــع وســطه الحــسابي0، وانحرافه المعياري1- تسمى العلامة المعيارية ..........
- 7- العلامــة في توزيــع وسطه الحسابي=50، وانحرافه المعياري=10 تسمى العلامة المعيارية .........
- \* إذا كسان لستوزيع وسط حسابي=30، وانحراف معياري=5 وكانت لعلامة طالب انحراف معيارياً واحداً دون الوسط الحسابي فإن:
  - 8 العلامة الخام للطالب = .......
    - 9- العلامة التائية للطالب = .....
  - 10- يسعى الباحث إلى تحويل العلامات من توزيع إلى آخر بغرض ......
- س2: إذا كانت در حسات الطلاب في امتحان الرياضيات تتبع التوزيع الطبيعي، وان متوسط الدر حات هو 60 وانحرافها المعياري 10 در حات، ما هو احتمال أن تكون در حة احد الطلاب : الدر حة تقع بين  $00 \le X \le 70$ ، الدر حة تقع بين  $00 \le X \le 70$

- n = 1 الطالب في مادة الإحصاء هو 0.40 وأخذت عينة حجمها P <= 0.30 الذين يدرسون مادة الاحصاء، فما هو احتمال P <= 0.30
- 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 0.60 واخسذت عيسنة من طلبة جامعة اليرموك حجمها 400 وعينة من طلبة جامعة مدوته حجمها 400 وعينة من طلبة جامعة التوزيع التقريبي للفرق بين نسبتي العينتين مع ايجاد مسؤته حجمها 400 فما هي صيغة التوزيع التقريبي للفرق بين نسبتي العينتين مع ايجاد احتمال 400
- N(5,0.5) النصب الاحسور اليومسية لعمال احدى الشركات تخضع لتوزيع طبيعي المراق

# الفصيل التاليث

# التقدير وفترات الثقة تقدير معالم المجتمع من معالم العينة

(باستخدام عینة واحدة)

## Estimation of Population Parameters

1-3 مقدمة 1-3

2-3 خواص جودة التقدير

**Properties of Goodness of Estimation** 

3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.

4-3 فترات الثقة Confidence Interval

3-5 العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات.

6-3 تمارىين Exercise.

## الفَصْيِلِ الثَّاليِّثُ

## التقدير وفترات الثقة

# تقدير معالم المجتمع من معالم العينة (باستخدام عينة واحدة) Estimation of Population Parameters

### 1-3 مقدمة Introduction

المجـــتمع Population: محتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث، ويمثل جميع عناصر الظاهرة في الدراسة.

العينة Sample: محموعة جزئية من المحتمع، أو من عناصر الظاهرة.

المؤشر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشر عينة تعود للعينة مثل العينة مثل: Statistic (إحصائي) العينة مثل الحسابي لعينة  $\overline{X}$  .

مؤشر مجتمع (معسلم) Parameter: قيمة رقمية تصف خاصية معينة تعود للمجتمع الإحصائي وتخص المجتمع، مثل الوسط الحسابي لمجتمع بالإحصائي وتخص المجتمع، مثل الوسط الحسابي لمجتمع بالإحصائي وتخص المجتمع،

إن الهدف الأساسي من استخدام العينات هو إيجاد تقديرات تكون ممثلة لمعالم المجتمع Population Parameters عمدوماً مشل الوسط الحسابي والتباين والنسبة ومعامل الارتباط، وذلك لإمكانية استخدام نظرية الاحتمالات التي تقوم على أساسها هذه العينات العشوائية لدراسة الأخطاء المعيارية للتقديرات ولإيجاد فترة الثقة لقيم معالم المجتمع الحقيقية بالاستناد على نتائج العينة، وعن هذه الطريقة نتمكن من تكوين فكرة عن مدى دقة ومقبولية هذه التقديرات.

### العينات Samples

العينة Sample: أي مجموعة جزئية من المجتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

## 3-2 خواص جودة التقدير

## **Properties of Goodness of Estimation**

تتلخص معايير دقة التقدير بما يلي:

لعينة  $\overline{X}$  للعينة Unbiasness: وهذا يشير إلا أن تقدير الوسط الحسابي  $\overline{X}$  للعينة يعسود إلى مستغير عسشوائي مسن حيث الحجم وعملية السحب من المحتمع مستوفياً لشروط  $E(\overline{X}) = \mu$  أن:  $\mu$ 

 $oldsymbol{\overline{X}}$ : متوسط العينة.

حيث أن: H: متوسط المحتمع الذي سحبت منه العينة.

فعند تساوي كلا الوسطين يكون التقدير غير متحيز.

-2 التناسق Consistency: وهو قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة.

كلما ازداد حجم العينة يقال أن التقدير قد حقق التناسق مع العينة.

3− الكفاءة Efficiency: وتشير إلى التغاير في العينة المستخدمة لأي تقدير، إن التقدير الأقل تباين يكون نسبياً الأكثر كفاءة.

## 3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.

في الغالب نعمد إلى اختيار عينة Sample من المحتمع Population وبعد ذلك نحاول دراسة هـذه الظاهرة بالنسبة لأفراد تلك العينة، وبالتالي نعمل على تعميم ما نتوصل إليه من نتائج على كافة أفراد ذلك المحتمع.

تنقسم التقديرات إلى نوعين:

### 1- التقدير بنقطة Point Estimation

يستم التقدير هنا بنقطة واحدة أو قيمة واحدة محددة، حيث نقدر معلمة المحتمع بنقطة تحسب من بيانات العينة، مثلاً قيمة الوسط الحسابي  $\overline{X}$  باعتبارها تقديراً لمعلمة الوسط الحسابي للمحتمع  $\mu$ ، إن تباين العينة  $\mu$  لتقدير تباين المجتمع  $\mu$ ، حيث أن معلمة التباين من العينة هو عبارة عن تباين متوسط العينة كما يلى:

$$\sigma^2_{x'} = \sigma^2/n$$
  $S_{x'} = S/\sqrt{n}$  يلى: كما يلى: يقدر بالاحصاءة كما يلى:

مستال: إذا كسان لدينا عينة حجمها n=5 وقيم وحداتها هي 3,4,5,1,2 مسحوبة من محتمع مجهول المعالم.

فإن الوسط الحسابي للعينة x'=3 هي نقطة التقدير لقيمة متوسط المحتمع  $\mu$  غير المعلوم. وإذا افترضـــنا بـــأن نسبة عدد القيم الزوجية للعينة  $\mu$  هي المقدر لنسبة المحتمع  $\mu$  هي نقطة التقدير، أي قيمة المقدر لنسبة المحتمع  $\mu$ 

ونفس القول عند استخدام S ليدل على التقدير للانحراف المعياري للمحتمع غير المعلوم σ.

### 2- التقدير بفترة Interval Estimation

إنا لا نتوقع الحصول على المعالم المقدرة بدون أخطاء مهما كانت دقة التقدير، مع أن التقديد يسزداد ثقة بزيادة حجم العينة، لذا يجب إعطاء فترة معينة لتوقع وقوع معالم المحتمع داخلها، والمقدصود هسنا الفترة التي تشمل قيمة المعلمة المجهولة باحتمال معلوم، وهي ما يسمى بفترة الثقة، ويمكن تقدير  $\mu$  بفترة لها مقدار ثقة معلوم.

### 3-4 فترات الثقة Confidence Interval

العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات. تحدد كما يلى:

### 1- تقدير المتوسط الحسابي μ.

قيمة متوسط المحتمع  $(\mu)$  = المتوسط العام لمتوسطات تلك العينات أي أن:

ك: عدد العينات المأخوذة من حجم معين من المجتمع.

 $\overline{m{X}}_1$  مـــ: متوسط المحتمع.  $m{\mu}$  مـــ متوسط العينة الأولى.

 $\overline{\mathbf{X}}_k$ .  $\overline{\mathbf{X}}_2$  م  $\underline{\mathbf{X}}_2$  متوسط العينة الأخيرة  $\overline{\mathbf{X}}_2$ 

التحليل الإحصائي

\* الأساليب الإحصائية المستخدمة في استخراج معلمات المجتمع اعتمادا على احصائيات العينة:

## 1- المتوسط الحسابي Mean

لتقدير قيمة متوسط المحتمع (  $\mu$  ) من خلال متوسط عينة مأخوذة منه X' نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة متوسط المحتمع  $\mu$  مساوية لقيمة متوسط العينة X' أي أن:

 $\mu = \overline{X}$ 

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

 $\mu = \overline{X} \pm Z * SE$ 

حيث:

μ : متوسط المحتمع.

 $\overline{\mathbf{X}}$  : متوسط العينة.

SE: الخطأ المعياري.

Z : العلامة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المستحدم في عملية التقدير.

مثال: إذا كان متوسط أوزان عينة من الأفراد = 70كغم، وان الخطأ المعياري للوزن = 5كغم، وان مستوى الثقة المستخدم في عملية التقدير 95%، جد متوسط المجتمع.

$$\mu = \overline{X} \pm Z * SE = 70 \pm 1.96 * 5$$

والمعلمات الخاصة بالمجتمع غير معروفة في كثير من الأحيان، فإن قيمة الخطأ المعياري يستدر أن تكون معروفة بشكل مسبق، في هذه الحالة يستعاض عنه بالانحراف المعياري للعينة، وتصبح المعادلة التي يستخرج منها متوسط المجتمع كالتالي:

$$\mu = \overline{X} \pm T * (\sigma/\sqrt{n})$$

حيث:

به : متوسط المحتمع.  $\overline{X}$  : متوسط العينة.  $\mu$ 

T: العلامة المعيارية المعدلة. وتستخرج من جداول التوزيع التائي الخاصة بها.

n : عدد أفراد العينة.

1-1 ختاج لمعرفة T إلى معرفة: مستوى الثقة، حجم العينة، درجات الحرية

Т	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

ميثال: عينة تتألف من 20 طالب من طلبة الصف الثالث وكان متوسط علاماتهم على اختيبار في الرياضيات 80 بانحراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95%، حد متوسط أداء طلبة الصف الثالث على هذا الاختبار؟

$$\mu = \overline{X} \pm T * (\sigma/\sqrt{n}) = 80 \pm 2.539 * (5/\sqrt{20}) = 80 \pm 2.539 * (5/4.47)$$
  
= 80 ± 2.84 = (82.84), (77.16)

اذاً فترة الثقة هي [ 77.16 – 77.16 ]

و. على أن قيم متوسطات العينات مختلفة فيما بينها حيث أن بعضها = متوسط المحتمع والآخر مختلف عنه، فإن درجة تشتت قيم هذه المتوسطات حول متوسط المحتمع والتي تسمى الحنطأ المعياري وقانونه هو:

الخطأ المعياري SE =  $\sigma/\sqrt{n}$ 

وكلما زاد عدد أفراد العينة كلما قل الخطأ المعياري، وكلما اقتربت قيم متوسطات العينات من قيمة متوسط المجتمع، كلما قل الخطأ المعياري.

### 1- فترة الثقة للمتوسط Confidence Interval for μ

أ- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي  $\mu$  تباينه  $\sigma^2$  معلوم.

### Confidence Interval for Population Means (Variance Known)

 $\overline{\mathbf{X}}$  اختيار عينة عشوائية من مجتمع طبيعي، انحرافه المعياري  $\sigma$  معلوم، فإن متوسط العينة  $\sigma$  يتبع التوزيع الطبيعي بخطأ معياري  $\sigma/\sqrt{n}$ ، حيث أن  $\sigma$  هي حجم العينة.

ولمعرفة (  $(2_{(1-\alpha/2)})$  ) نحتاج الى معرفة مستوى الثقة:

قيمة Z	مستوى الثقة
1.96	%95
2.58	%99

وعند ثقة 95% فإن المساحة التي يقع ضمنها المتوسط الحقيقي هي:  $1.96*(\sigma/\sqrt{n}) < \mu < 1.96*(\sigma/\sqrt{n})$ 

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (\sigma_{\mathbf{x}'})$$

مسئال: عسند ثقسة 95% فإن المنطقة التي يقع ضمنها المتوسط الحقيقي µ تقل بمقدار

 $1.96*(\sigma/\sqrt{n})$  عن المتوسط الحقيقي و تزداد .مقدار  $1.96*(\sigma/\sqrt{n})$ 

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\boldsymbol{X}} \text{-} \, \boldsymbol{\mu} \,) \, / \, (\boldsymbol{\sigma}_{\boldsymbol{x}'} \,) \implies Z = (\overline{\boldsymbol{X}} \text{-} \, \boldsymbol{\mu} \,) \, / \, (\boldsymbol{\sigma} / \sqrt{n})$$

حيث أن:

H : متوسط المحتمع الذي سحبت منه العينة.

 $\overline{f X}$ : متوسط العينة.

 $\sigma/\sqrt{n}$  الانحراف المعياري للمتوسط ، أي  $\sigma_{x'}$ 

إذا كانت درجة الثقة 100% فإن فترة الثقة تحسب من المعادلة التالية:

 $\overline{X}$  -  $(\sigma/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X}$  -  $(\sigma/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)})$ 

مسئال: بحستمع موزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري 11 سحبت منه عينة عشوائية n=26 محمها n=26 و كان متوسط العينة n=26 احسب تقدير متوسط المحتمع n=26 الحل:

نستخرج قيمة الانحراف المعياري للمتوسط

 $\sigma_{x'} = \sigma/\sqrt{n} = 11/\sqrt{26} = 2.157$ 

 $Z_{(1-\alpha/2)}$  نستخرج القيمة الجدولية

$$\begin{split} Z_{(1-\alpha/2)} &= Z_{(1-0.05/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96 \\ &\overline{\mathbf{X}} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) \leq \mu \leq \overline{\mathbf{X}} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) : \\ &+ 48 - (1.96) \; (2.157) \leq \mu \leq 48 + (1.96) \; (2.157) \\ &+ 43.77 \leq \mu \leq 52.23 \end{split}$$

[ 43.77 - 52.23 ] هي في الفترة  $\mu$  بثقة  $\mu$  بثقة  $\mu$  بثقة  $\mu$  بثقة إن تقدير متوسط المجتمع

ب- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي  $\mu$  تباينه  $\sigma^2$  غير معلوم وحجم العينة كبير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Large Sample)

## $\overline{X}$ - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X}$ - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

مشال: سحبت عينة حجمها 64 طالب والمتمثلة بأعمار طلاب الجامعة وكان معدل العمر 20 عاماً والانحراف المعياري للعمر 10، قدر العمر الفعلي  $\mu$  لمحتمع الطلاب بحدود ثقة 95%.

 $\overline{X}$ - $(Z_{(1-\alpha/2)})(S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X}$ - $(Z_{(1-\alpha/2)})(S/\sqrt{n})$  باستخدام القانون:  $Z_{(1-\alpha/2)}$ 

 $Z_{(1-\alpha/2)} = Z_{(1-0.95/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96$ 20 - 1.96 \* (10/\sqrt{64}) \le \mu \le 20 + 1.96 \* (10/\sqrt{64})

 $20 - 1.96 * 1.25 \le \mu \le 20 + 1.96 * 1.25$ 

 $20 - 2.45 \le \mu \le 20 + 2.45 \implies 17.55 \le \mu \le 22.45$ 

[ 17.55 - 22.45 ] إن تقدير متوسط المحتمع  $\mu$  بثقة 95% هي في الفترة  $\mu$ 

ج- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي  $\mu$  تباينه  $\sigma^2$  غير معلوم وحجم العينة صغير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Small Sample)

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$t = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S_{\mathbf{x}'}) = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S/\sqrt{n})$$

 $\overline{X} - t_{(1-\alpha/2),v^*} (S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + t_{(1-\alpha/2),v^*} (S/\sqrt{n})$ 

د- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي  $\mu$  تباينه  $\sigma^2$  غير معلوم وتوزيعه غير معلوم.

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$Z = (X' - \mu) / (\sigma_{x'})$$

 $\overline{X} - Z_{(1-\alpha/2)} * (S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + Z_{(1-\alpha/2)} * (S/\sqrt{n})$ 

في حالة العينات التي تؤخذ من مجتمع والتي لها جميعها نفس عدد الأفراد فإن العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات يمكن أن تحدد كما يلي:

: أي أن المجتمع  $(\sigma^2)$  = المتوسط العام لتباينات تلك العينات أي أن

$$\sigma^2 = (\sigma^2_1 + \sigma^2_2 + \sigma^2_3 + \dots + \sigma^2_k) / k$$

ويكون صحيحا فقط إذا حسب تباين المحتمع من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - \mu)^2 / N$$

N: عدد أفراد الجحتمع.

وحسب تباين العينة من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - X')^2 / n-1$$

n: عدد أفراد العينة.

### التباين Variance:

لتقدير قيمة تباين المحتمع  $\sigma^2$  من خلال تباين عينة مأخوذة منه  $S^2$  نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة تباين الجمتمع  $\sigma^2$  مساوية لقيمة تباين العينة  $S^2$  أي أن:

$$S^{2^2} = \sigma$$

 $\mu$  التقدير من خلال مجموعة من القيم. وتعتمد على: مستوى الثقة = 1 – مستوى الدلالة = 1 – مستوى الثقة المطلوب، قيمة الإحصائي (  $\chi^2/v$  )

وتقدر قيمة تباين المجتمع من خلال العلاقة التالية:

$$\frac{S^2}{\chi^2(\frac{1-\alpha}{2})/v} \leq \sigma^2 \leq \frac{S^2}{\chi^2(\frac{\alpha}{2})/v}$$

مثال: أخذت عينة عدد أفرادها 25 من بين الإناث في المرحلة الجامعية ووجد أن تباين أط\_والهن هو 25 ، فمل هو تباين المجتمع في مثل هذه الحالة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%

الحل:

$$S^{2} = 25$$

$$V = 25 - 1 = 24$$

$$\alpha = 1 - 0.99 = 0.01$$

$$\chi^{2}(\frac{\alpha}{2}) / V = 0.412$$

$$\chi^{2}(\frac{1-\alpha}{2}) / V = 1.9$$

$$\frac{25}{1.9} \le \sigma^{2} \le \frac{25}{0.412}$$

$$13.16 \le \sigma^{2} \le 60.7$$

Interval Estimation of Proportion قي حالت الثقة للنسب في مجتمع P وهي نسبة النحاح. في حالة المجتمع: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في المجتمع P وهي نسبة الفشل، وهي P ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المجتمع P وهي نسبة الفشل، وهي ألم الفشل، وهي نسبة الفشل، وهي ألم الفشل، وهي ألم الفشل، وهي نسبة الفشل،

أما في حالة العينة: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في العينة p' وهي نسبة النجاح. ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة p' وهي نسبة الفشل.

لتقدير قيمة نسبة المحتمع P من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجأ إلى الأساليب التالية:

- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

p = P

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة النسبة في المحتمع ضمن بحموعة من القيم.

$$P = (k/n) \pm Z^* \Gamma (k/n)^* [(1-(k/n))] \sqrt{n}$$

## $\vec{P} - (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)}) < P < \vec{P} + (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

k/n: النسبة في العينة.

P: النسبة في الجحتمع.

k: عدد الحالات التي تنطبق عليها الظاهرة المدروسة.

n: عدد أفراد العينة.

Z: تعتمد على قيمة مستوى الثقة المطلوب.

الحل:

2.576 :Z

70:k

100:n

0.70 = 100/70 = k/n

P = (k/n) ± Z \* 
$$\lceil (k/n)*[(1-(k/n))] = 0.70 \pm 2.576 * \lceil (0.70)*[0.3]$$
  
 $\sqrt{n}$   $\sqrt{100}$   
= 0.70 ± 2.576 \*0.046 = 0.70 ± 0.12 = 0.82 , 0.58

### 4- معامل الارتباط Correlation Coefficient

ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

إن هـذه العبارة استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية  $H_0$ :  $\rho = 0$  وهي تعـــــــــني أن معامــــل الارتـــباط في المجتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر، ورفض هذه الفرضية الــــصفرية يعني أن قيمة معامل الارتباط في المجتمع تختلف عن الصفر احتلافاً حوهرياً، أي أنما لم تنشأ عن خطأ المعاينة.

 $H_0: \rho = 0$  يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية p لتقدير قيمة نسبة المجتمع p من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

 $\mathbf{r}_1 \mathbf{r} =$ 

ب- التقدير من حلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة معامل الارتباط في المجتمع ضمن محموعة من القيم.

$$Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3})$$

حيث:

r : معامل ارتباط الجمتمع .

r1: معامل ارتباط العينة.

n: عدد أفراد العينة.

Z: القيمة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المطلوب والمستخرجة من الجدول.

(r): القيمة الانحرافية لمعامل الارتباط (r) والمستخرجة من الجدول.

مسئال: إذا كان معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل عند طلبة الجامعة هو 0.62 في حالسة عينة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فإن قيمة معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

الحل:

r: معامل ارتباط المحتمع .

0.62:r

67 :n

1.96 :Z

من الجدول  $0.73 = Z(0.62) = :Z(r_1)$ 

 $Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3}) = 0.73\pm1.96*(1/\sqrt{67-3}) = 0.73\pm1.96*0.125$ = 0.73±0.245 = 0.98 , 0.48

من الجدول نجد أن r التي تناظر (0.98 = Z(r هي 0.7531 أو 0.75 من الجدول نجد أن r التي تناظر (0.48 = 0.48 هي 0.4462 أو 0.45 وبذلك تكون من الجدول نجد أن r التي تناظر (r=0.45 هي r=0.462 أو 0.45 وبذلك تكون قيم الارتباط المطلوب هي: r=0.75 كحد أعلى ، r=0.45 كحد أدني.

	2	<b>2</b>		
عند مستويات معنوية مختلفة.	بيعيا (0.1) N	الموزعة توزيعا ط	نيم Z الجدولية	جدول(40): أ

P	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.50	0.000	0.025	0.050	0.075	0.100	0.126	0.151	0.176	0.202	0.228
0.60	0.253	0.279	0.305	0.332	0.358	0.385	0.412	0.44	0.468	0.496
0.70	0.524	0.553	0.583	0.613	0.643	0.674	0.706	0.739	0.772	0.806
0.80	0.842	0.878	0.915	0.954	0.994	1.036	1.080	1.126	1.175	1.227
0.90	1.282	1.341	1.405	1.476	1.555					
P	0.000	0.001	0.002	0.003	0.004	0.005	0.006	0.007	0.008	0.009
0.95	1.645	1.655	1.665	1.675	1.685	1.695	1.706	1.717	1.728	1.739
0.96	1.751	1.762	1.774	1.787	1.799	1.812	1.825	1.838	1.852	1.866
0.97	1.881	1.896	1.911	1.927	1.943	1.960	1.977	1.995	2.014	2.034
0.98	2.054	2.075	2.097	2.120	2.144	2.170	2.197	2.226	2.257	2.290
0.99	2.326	2.366	2.409	2.457	2.512	2.576	2.652	2.748	2.878	3.090

## 5-3 تماریسن Exercise

س(1): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

1 أي من التالية ليست من معايير دقة التقدير:

أ- عدم التحيز. ب- التناسق. ج- الموضوعية. د- الكفاءة.

2- إن التناسق كمعيار من معايير دقة التقدير يعنى:

أ- التغاير في العينة المستخدمة لأي تقدير. 
$$-$$
 قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة.  $E(\mathbf{x}) = \mu$  -- تساوي كلا الوسطين للمحتمع والعينة.

3- بحـــتمع مــوزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري ٥=11 سحبت منه عينة عشوائية حجمها  $^{95}$  احسب تقدير متوسط المحتمع  $\mu$  بثقة  $^{1}$  احسب تقدير متوسط المحتمع  $^{2}$ 

4- عينة تتألف من 25طالب من طلبة الصف السادس وكان متوسط علاماتهم على اختبار في العلموم 80 بانحمراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95%، حد متوسط أداء طلبة الصف السادس على هذا الاختبار؟

T	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

[74 **-**86] -أ

[74.508 - 80.492] --

5- أخـــذت عينة تتكون من 100 طالب جامعي من الذكور وسئلوا عن رأيهم في التدخين، فأحاب 60 منهم بالإيجاب، فما هي النسبة العامة لتأييد الذكور للتدخين، إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%.

$$[0.474 - 0.726] - \psi$$

[0.400-0.700]-f

$$[0.440 - 0.720] - 10.440$$

[0.450-0.702]-

6- ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

 $H_0$ : ho=0 استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية

ب- تعني أن معامل الارتباط في المحتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر.

ج- رفيض هيذه الفرضية الصفرية يعني أن قيمة معامل الارتباط في المحتمع تختلف عن الصفر اختلافاً جوهرياً.

د- جميع ما ذكر صحيح.

7 إذا كسان معامل الارتباط بين الطول والوزن عند طلبة المدرسة الثانوية هو 0.62 في حالة عيسنة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فما قيمة معامل الارتباط بين الطول والوزن في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

$$[0.45 - 0.75] - 1$$

$$[0.54 - 0.57] -$$

$$[0.47 - 0.77] -$$

- س2: أحدات عيدة عددها 50 عضو هيئة تدريس في الجامعات الأردنية وأعطوا فحصاً في مهدارات الحاسوب فكان متوسطهم 70 بانحراف معياري مقداره 2، أو جد المتوسط والتباين لمستوى المعرفة بمهارات الحاسوب عند أعضاء هيئة التدريس إذا كان مستوى المغلوب هو 95%.
- س3: إذا كـان متوسـط تحـصيل عينة من طلبة الثانوية العامة عددها 100 طالب هو 75 بانحـراف معياري مقداره 5 ، أوجد من ذلك متوسط علامات الثانوية العامة وتباينه في حالة الثانوية العامة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 95%.
- س4: في امستحان كفاءة ضم 500 طالباً، إذا كان عدد الناجحين فيها 300 طالباً، جد من ذلك النسسبة العامة للنجاح في مثل هذا النوع من الامتحانات إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.
- س5: إذا كــان معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي والذكاء في عينة قوامها 50 فرداً هو 0.8 ، فحد من ذلك قيمة الارتباط بين هذين المتغيرين بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.

# الفضيل الإستانية

# اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

Hypothesis Testing	ا اختبار الـفـرصـيــات	1-4
nypourcois resuing	. احتبار الحرصيسات	L

4-2 اختبار الفرضيات الإحصائية

**Testing Statistical Hypothesis** 

3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

\* الخطأ من النوع الأول Type One Error.

\* الخطأ من النوع الثاني Type Two Error.

\* مستوى الدلالة Level of Significance

\* قــوة الاختبار Power of the Test

4-4 خطوات اختبار الفرضيات 4-4

4-5 اسـتخدام برمجـيـة SPSS في حل المسائل.

6-4 تماریــن Exercise

## ٳڶۿؘڞێڶٵٛ؋ؖٷڷێۼۘ

## اغتبار الفرضيات Hypothesis Testing

## 1-4 اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

احد أساليب عمل الاستنتاجات الإحصائية والاستدلال الإحصائي والهدف منه الوصول إلى قرار بشأن معلمة المجتمع Parameter من خلال تقديرها من العينة Statistic المأخوذة من ذلك المجتمع.

# الفرضية العلمية والفرضية الإحصائية Scientific and Statistical Hypothesis الفرضية العلميــة Scientific Hypothesis

حل مقترح لمشكلة يصاغ بشكل استنتاجي كتخمين ذكي يستند على معلومات علمية سابقة. وتتقرر صحة الفرضية العلمية أو خطؤها في ضوء الخبرة والتحربة.

### الفرضية الإحصائية Statistical Hypothesis

ادعاء أو تصريح حول معلم غير معلوم تخضع للاختبار الإحصائي الذي يحدد قبولها أو رفضها.

الفرضية الإحصائية التي تخضع للاختبار الإحصائي تسمى بالفرضية الصفرية (Ho).

## الفرضية الصفرية $(H_0)$ Null Hypothesis: وتصاغ عادة بالنفى.

Ho: هي الهدف المطلوب اختباره وقبولها يعني أن العينة متوافقة مع الفرضية.

واختبار الفرضيات هو اجراء احصائي يستخدمه الباحث لأختبار الفرضية الصفرية ليتبين فيما اذا كانت صائبه ام خاطئه.

#### أمثلة:

$$H_0$$
:  $\mu = 70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 
 $70$ 

$H_0$ : $P = 0.03$	تعني أن نسبة المحتمع لا تختلف عن 0.03
$H_0: \rho = 0.7 \ 0.7$	معامل الارتباط بين المتغيرات في المحتمع لا يختلف عن7
$H_0$ : $\mu 1 - \mu 2 = 0$	إن الفرق بين متوسطي المحتمعين لا يختلف عن صفر
$H_0$ : $\mu 1 = \mu 2$	وسط المحتمع الأول لا يختلف عن وسط المحتمع الثاني
$H_0: \sigma^2_1 - \sigma^2_2 = 0$	إن الفرق بين تباين المحتمعين لا يختلف عن صفر
$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$	تباين الجحتمع الأول لا يختلف عن تباين الجحتمع الثاني

### Alternate Hypothesis (H<sub>1</sub>) الفرضية البديلة

تقبل إذا رفضت الفرضية الصفرية وترفض إذا فشلنا قي رفض الفرضية الصفرية.

 $H_1: \mu \neq 70$  70 تعني أن وسط المحتمع يختلف عن 70 70 تعني أن تباين المحتمع يختلف عن 70 70 70 تعني أن نسبة المحتمع تختلف عن 70 70 70 عني أن نسبة المحتمع تختلف عن 70

## Non directional Alternate Hypothesis الفرضية البديلة غير المتجهة



تكون محايدة وتنص على انه إذا لم تكن للمعلم القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية فإن قيمسته تختلف عنها بغض النظر عن كون هذه القيمة المقبولة أعلى أو أدبى من القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية.

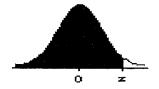
وبعسبارة أخرى فإن الفرضية البديلة هي فرضية تقر بوجود الفروق دون أن تحدد إتجاه تلك الفروق.

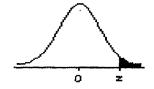
 $H_1: \mu \neq 70$  70 تعني أن وسط المحتمع الأول يختلف عن وسط المحتمع الثاني

  $H_1: \mu \neq 12$  وسط المحتمع الأول يختلف عن وسط المحتمع الثاني

الفصل الرابع: اختبار الفرضيات

#### الفرضية البديلة المتجهة Directional Alternate Hypothesis





تمتم بكون المعلم اكبر أو اصغر من القيمة التي تفترضها الفرضية الصفرية

 $H_1$ :  $\mu > 70$ 

تعنى أن وسط الجحتمع اكبر من 70

 $H_1$ :  $\mu < 70$ 

تعيي أن وسط المحتمع اقل من 70

 $H_1: \mu 1 > \mu 2$ 

وسط الجمتمع الأول اكبر من وسط المحتمع الثاني

وعموماً فإن الاختبارات الاحصائية تستخدم البرهان غير المباشر للاستدلال واتخاذ القرار المتعلق بالفرضية البديلة من خلال فحص القرضية الصفرية التي تسمى ايضاً بالفرضية الاحصائية، أي أن الفرضية البديلة لا تخضع للاحتبار الإحصائي والفرضية الصفرية هي التي تخضع للاحتبار الإحصائي.

وحيث أن الفرضية تشير دائماً إلى عدم وجود فروق، فإن الفرضية البديلة هي التي تحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل واحد أو بذيلين.

فإذا كانت الفرضية البديلة غير متحهة يكون الاحتبار الإحصائي بذيلين.

وإذا كانت الفرضية البديلة متحهة يكون الاختبار الإحصائي بذيل واحد.

 $H_0$ :  $\mu = 6$ 

 $H_1$ :  $\mu \neq 6$ 

### 4-2 احتبار الفرضيات الإحصائية

## **Testing Statistical Hypothesis**

إن اتخـاذ قـرار حول ما إذا كانت الفرضية الصفرية مقبولة أم مرفوضة يتم عن طريق إختبار إحصائي.

الإختسبار الإحصائي Statistical Test: هو متغير عشوائي ذو توزيع احتمالي يصف العلاقة بين القيم النظرية للمعلم والقيم المحسوبة من العينة. ويتم إتخاذ القرار المتعلق بقبول أو رفيض الفرضية الصفرية، وبعد مقارنة قيمة الإحتبار الإحصائي المحسوبة من العينة مع قيمته الحرجة المستخرجة من جداول حاصة لنتمكن من إتخاذ القرار.

وعلى أي حال فإن قبول الفرضية الصفرية لا يعني بالضرورة أنها صحيحة إذ انه يكون ناتجاً عن عدم وجود أدلة كافية من بيانات العينة لرفضها. ولهذا فإن التعبير الأصح في هذه الحالة هو القول ب " الفشل في رفض الفرضية الصفرية" وليس "قبول الفرضية الصفرية".

كما أن رفضها لا يعني ألها خاطئة بل يعني أن الإحصائي كان بعيداً عن المعلم المناظر له في المحتمع.

## 3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

لنتذكر أننا في فحص الفرضيات نقوم بتوظيف إختبار إحصائي لفحص فرضية صفرية (همي في حقيقة الأمر إما أن تكون صحيحة وإما أن تكون خاطئه) من اجل أن نصل الى قرار برفضها أو الفشل في رفضها (قبولها تجاوزاً). وعليه فإننا في هذا السياق نكون في واحدة من الحالات الأربعة التالية:

الفرضية الصفرية			
خاطئه	صحيحة		
قرار صائب	خطأ من النوع الأول	رفض	القرار
خطأ من النوع الثاني	قرار صائب	قبول	

# الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني Type One and Type Two Errors يظهر نوعان من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرضية الصفرية:

- \* الخطاً من النوع الأول Type One Error: إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار خاطيء نكون قد وقعنا فيه.
- \* الخطأ من النوع الثاني:Type Two Error: إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار خاطيء نكون قد وقعنا فيه.
- \* إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار صائب لا غبار عليه.
- \* إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار صائب لا غيار عليه.

## مستوى الدلالة وقوة الاختبار Significant Level and Power of the Test

مستوى الدلالة (Significant Level (α) الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من السنوع الأول، وهي تمثل مساحة الرفض تحت منحنى توزيع اختبار الاحصاءة، وهي احتمال رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة، وتستحدم القيم 0.10, 0.05, 0.00.

تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول (α) وهي مستوى الدلالية الإحصائية وقيمة مستوى الدلالة α يحددها الباحث لنفسه قبل جمع بياناته من عينة الدراسة.

فمثلاً  $\alpha = 0.05$  تعني إذا تكررت التحربة لعدد كبير جداً فمن المحتمل أن نرفض فرضية مسفرية وهمي في الواقع صحيحة 5 مرات في كل 100 مرة، وان الاستنتاج يكون سليماً وصائباً بثقة 95%، تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الثاني ( $\beta$ ).

هناك علاقة بين β، α فزيادة احدهما يرافقها نقصان الآخر ولكن ليس بنفس المقدار.

 $\alpha - 1 = *$ مسنوى الثقة

### \* قوة الاختبار Power of the Test (1 - β)

قدرة الاختبار على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئه. Power of the test =  $1 - \beta$ 

يمكن أن نعين حداً حرجاً للرفض أو القبول للفرضية الصفرية مع الأخذ بالحسبان الفرضية البديلة.

 $\alpha$  يضعف الاختبار، وان تصغير  $\beta$  يحتاج لتكبير  $\alpha$ 

اتخاذ قرارات لاحقة على أساس الدلالة الإحصائية قضية جدلية عند الإحصائيين، فالبعض يرى أن اختبارات الدلالة الإحصائية أفسدت الأبحاث العلمية.

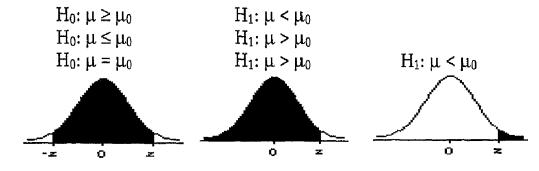
$$\beta = \sqrt{n} (\mu - \mu_0) / \sigma$$

### \* العوامل المؤثرة في قوة الاختبار

- 1. حجم العينة Sample Size
- 2. مستوى الدلالة Level of Significance
- 3. علاقة القيمة الحقيقية للمعلم بقيمته في الفرضية الصفرية.
- 4. كون الاختبار بذيل أو ذيلين One Tail or Two Tail Test

### \* اختبار بذيل واختبار بذيلين Tails of Test

الانحراف عن الفرضية الصفرية باتجاه واحد أو باتجاهين.



## القرار بشأن الاختبار Decision Making

إذا كانـــت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي ألها أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرضية الصفرية H0

إذا كانــت القــيمة المحسوبة تقع في منطقة القبول أي ألها أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرضية الصفرية H0

### 4-4 خطوات اختبار الفرضيات 4-4

- 1. تحديد نوع توزيع المحتمع.
- 2. صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.
- 3. تحديد مستوى الدلالة (α) المناسب.
- 4. تحديد الاحتبار الإحصائي المناسب لاحتبار الفرضية الصفرية.
- 5. إذا كانت P اقل من  $\alpha$  نرفض الفرضية الصفرية وبعكس ذلك نقبل هذه الفرضية.
  - $H_1: \mu = C$  إذا كانت الفرضية البديلة غير متحهة \*

مــستوى الدلالــة يقسم إلى نصفين بالتساوي على كل من ذيلي توزيع المعاينة وتكون منطقة قبول الفرضية في الوسط ومنطقة رفضها على الذيلين.

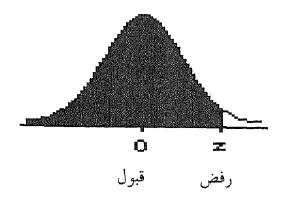


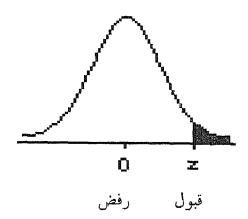
\* إذا كانت الفرضية البديلة متجهة

إن منطقة الرفض ستكون إما في الذيل الأيمن أو الأيسر.

 $H_1: \mu > C$  إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيمن.

 $H_1: \mu < C$  إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيسر.



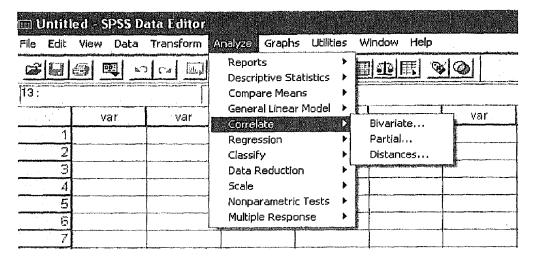


## 4-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

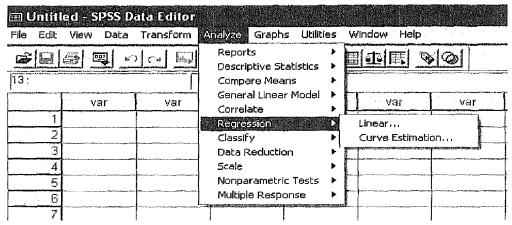
تستخدم برجمية SPSS لاختبار الفرضيات حول الاوساط كالتالي:

	Proposts	· mairi sigi
The state of the s	Descriptive Redschies	Probability of the former of a complication of the second
months in the case of the second process and the test of the second recognitions	Garanal Grace (Mode)	Come-Garagle T Test.
(4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4) (4)	Correlate	* Independent Sangles Files
i i i	Pagreesteri	Prevent-Surgian Treat
	Classify	# Cone-Way shours
	Data Rackation	
	Scale	
180 Marie 1	Restauration of the Tests	the contribution of the co
	Multiple Perspected	
<del>in in the first of the first o</del>	or for the contract of the same of the sam	the company of the control of the co

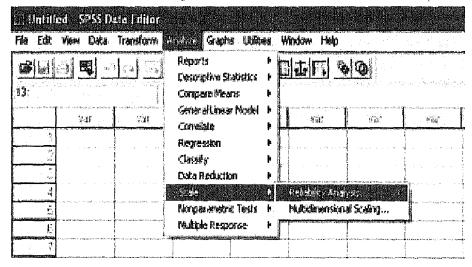
تستخدم بربحية SPSS لاختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط كالتالي:



تستخدم برمجية SPSS لاحتبار الفرضيات حول الانحدار كالتالي:



تستخدم بربحية SPSS لايجاد معامل الثبات كالتالي:



كما يمكن اختبار الفرضيات الأشياء كثيرة سنتعرف عليها في الفصول القادمة بشيء من التفصيل.

## 6-4 تماریسن Exercise.

تمرين (1): ضع رمز الإجابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

- 1- يحقق احتبار الفرضيات والتقدير الإحصائي بفترة الغرض نفسه.
  - 2- يستند اختبار الفرضيات على توزيعات المعاينة دائما.
- 3- تتمستع النستائج المنبثقة من اختبار الفرضيات الإحصائية بإمكانية تعميمها وأهميتها حيثما تم الوصول إليها.
  - 4- تتمتع نتائج اختبار الفرضية العلمية بالعمومية والأهمية العلمية.
  - 5- يتقرر كون الاختبار متحه أو غير متحه من الفرضية الصفرية.
    - 6- تقل قوة الاختبار بازدياد حجم العينة.
    - 7- الاختبار بذيلين أقل قوة من الاختبار بذيل واحد.
      - 8- تصاغ الفرضيات الإحصائية حول المعالم فقط.
  - 9- مستوى الدلالة هو الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.
- -10 إذا كانــت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنها أقل من القيمة الجدولية نقيل الفرضية الصفرية H<sub>0</sub>

## تموين (2): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

#### 1- يتقرر كون الاختبار متجه أو غير متجه من:

أ- الفرضية الصفرية. ب- الفرضية البديلة. ج- مستوى الدلالة د- قوة الاختبار

2- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الأول عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

3- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الثاني عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية حاطئة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.

د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

4- قوة الاختبار هي قدرة الاختبار على:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.

د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

5- تسمى القيمة العظمي لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول ب:

أ- مستوى القبول. ب- مستوى الرفض.

6- أي من التالية ليست من العوامل المؤثرة في قوة الاحتبار:

ب- كون الاحتبار بذيل أو بذيلين.

أ- حجم العينة.

د- مستوى الدلالة.

ج- الإحصائي المستخدم.

7 - عندما يكون الاختبار بذيلين فإن قوة الاحتبار تزداد:

أ- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ب- كلما ابتعدت القيمة الحقيقية للمعلم عن القيمة المفروضة.

ب- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ج- كلما تساوت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

د- لا شيء مما ذكر.

8- الذي يحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل أم بذيلين هو:

أ- مستوى الثقة. ب- مستوى الدلالة. ج- الفرضية الصفرية. د- الفرضية البديلة.

#### 9- مستوى الدلالة هو:

أ- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول. ب- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. ج- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.

د- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.

10- إذا كانت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي ألها أقل من القيمة الجدولية:

ب- نقبـل الفرضية البديـلة H<sub>1</sub>

أ- نقبـل الفرضية الصفرية Ho

د- نرفض الفرضية البديلة H<sub>1</sub>

ج- نرفض الفرضية الصفرية H<sub>0</sub>

# الفَصْرِلُ الْخَامِينِ

# اختبار الفرضيات التي تتعلق

# بالتوسطات الحسابية

# **Testing Hypothesis Regarding Mean**

- 1-5 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (مجتمع واحد)
- \* اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample& Known)
- \* اختبار الفرضية المتعلقة بوسـط حـسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع غيرمعلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean ( $\sigma$  unknown, Big Sample)
- \* اختـبار الفرضـية المـتعلقة بمتوسـط حـسابي واحـد(العيـنة صغيرة، تباين المجتمع غير معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (o unknown, Small Sample)
- 2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسطين حسابيين
- \* اختـبار الفرضـيات حـول الـفــرق بـين وســطين للبــيانات المستقلة
- \* اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين للبيانات غير المستقلة
  - 3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
    - 4-5 تمارىــن Exercise

# الفقضيك المخالميسين

# اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات المسابية Testing Hypothesis Regarding Mean

# 1-5 اختبار الفرضيات المتعلقة بوسـط حـسـابي واحـد (مجتمع واحد)

اختسبار متوسط العينة X لمعرفة فيما إذا كان هناك فرق جوهري بين متوسط العينة ومتوسط العينة مسحوبة من المجتمع وممثلة له، ويمكن أن يستخدم الاختبار الإحصائي Z أو T.

ويــستخدم الاختــبار الإحصائي T لفحص فرضية تتعلق بالوسط الحسابي وهو اختبار One Sample T-Test ، ويجب أن يتحقق شرطان قبل إجراء الاختبار وهما:

- 1. يجب أن يكون المتغير موزعاً توزيعاً طبيعياً، ويستعاض عن هذا الشرط بزيادة حجم العينة، وتعتبر العينة كبيرة إذا كان حجمها 30 فأكثر.
  - 2. أن تكون العينة عشوائية وقيم أفرادها لا تعتمد على بعضها البعض.

يــستخدم هذا الاختبار لفحص ما إذا كان متوسط متغير ما لعينة واحدة يساوي قيمة ثابتة، وتكتب الفرضية المتعلقة بهذا الاختبار كالتالى:

ويمكن تحديد قيمة الثابت a كما يلي:

1- العلامة الوسطى على تدريج ما.

مقياس يتكون من 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

المتوسط = 5، لألها تتوسط مدى الإجابة، يعني 11/55 = 5 ، وهي قيمة الثابت

- مقياس ليكرت الخماسي يتكون من 1 2 3 4 5

المتوسط = 3، لأنما تتوسط مدى الإجابة، يعني 5/15 = 3 ، وهي قيمة الثابت a

الإجابات التي تقل عن قيمة الثابت a تعني فعالية متدنية (سالبة)، الإجابات التي تزيد عن قيمة الثابت a تعني فعالية عالية (موجبة).

2- من خلال المعلومات السابقة.

مقياس القلق المقنن وله متوسط = 50 درجه. مقياس الذكاء وله وسط حسابي = 100 الاختيارات المقننة.

3- عدد الإجابات الصحيحة بطريقة الصدفة في امتحان ما.

احتبار مكون من 40 فقرة لكل منها 4 بدائل احتمال إجابة أي سؤال بطريقة عشوائية = 0.25

عدد الإجابات المتوقع أن تكون صحيحة على جميع الاختبار=40\*0.25 = 10 درجة إذا قـــل متوســـط الإجابات عن 10 يكون الاختبار صعب، وإذا زاد عنها فإننا نرفض فرضية الباحث وهي أن الاختبار ملائم.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع معلوم)
Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample&o Known)
ما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30، التبار (Z).

معالx=1) يعتقد مدير مدرسة الهمة الثانوية أن متوسط أداء طلابه في امتحان الثانوية العامـــة لا يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة. فإذا علم أن عدد طلاب مدرسته يساوي x=1 وأن متوسط المعدلات لطلاب المملكة كان x=1 وأن متوسط المعدلات لطلاب المملكة كان x=1 وأن متوسط معدلاتهم كان x=1 وأن متوسط المعدلات الملكة كان x=1 وأن متوسط معياري يساوي x=1 وأن متوسط هذه البيانات ما يعتقده المدير؟ استخدم x=1 والمحدد معياري يساوي x=1 والمحدد المدير؟ استخدم x=1 والمحدد المدير؟ استخدم x=1 والمحدد المدير؟ المحدد الم

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

\* خطوات اختبار الفرضيات

## 1- تحديد نوع توزيع المجتمع.

توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

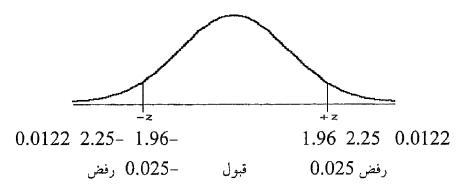
## 2- صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.

$$H_0$$
:  $\mu = 60$ 

 $H_1$ :  $\mu \neq 60$ 

تعني أن وسط المحتمع يختسلف عن 60

 $\alpha = 0.05$  المناسب. الفرضية البديلة، استخدم -3



#### 4- تحديد الاختبار الإحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية.

بما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mu}{\mathbf{Z}} = \frac{58-60}{-2} = -2.25$$

$$\frac{\mathbf{\sigma_x}}{\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{8}{\sqrt{81}} = \frac{8}{9}$$

-5 إذا كانت (القيمة المحسوبة) اكبر من > القيمة المحدولية  $\alpha$  نرفض الفوضية الصفرية وبعكس ذلك نقيل الفرضية الصفرية.

 $H_0$  إذا كانــت قيمة إحصاءة الاختبار ضمن منطقة الرفض يتم رفض الفرضية الصفرية وغير ذلك لا نستطيع رفضها ونقبل الفرضية البديلة H1.

من الجدول: المساحة الواقعة دون -2.25 تساوي 0.0122

بما أن القيمة المحسوبة ( 0.0122 z=2.25 ) > القيمة الجدولية

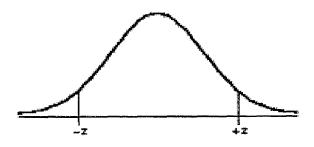
نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني أن ( $\alpha/2=0.05/2=0.025$  z=.96) أداء طلاب مدرسة الهمة في امتحان الثانوية العامة يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة.

## 6- عن طريق الحدود الحرجة

lpha = 0.01 و lpha = 0.05 و مستوى الدلالة lpha = 0.05 و الحدود الحرجة عند استخدام اختبار

$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.05$	نوع الاختبار/مستوى الدلالة
2.58±	1.96±	بذيلين
2.34±	1.64±	بذيل

بما أن 2.25- = Z وهمي تقع في منطقة الرفض اذاً نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة.



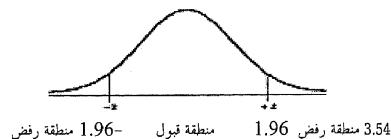
منطقة رفض 1.96 منطقة قبول -1.96 -2.25منطقة رفض

مسئال2-5) إذا كسان متوسط علامات الطلاب في مادة الإحصاء هو 70 بانحراف معياري مقداره 10 درجات وسحبت عينة عشوائية حجمها 50 طالباً وكان معدل علامالهم  $\alpha=0.05$  هل هناك فروق جوهرية بين العلامات بمستوى دلالة lpha=0.05 ؟

الحل: حجم العينة كبير وتباين المحتمع معلوم لذلك نستخدم احصاءة Z وهي:

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\sigma_{\mathbf{x}} / \sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{75-70}{10 / \sqrt{50}} = \frac{5}{10 / 7.07} = 3.54$$

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



القرار: يمة Z المحسوبة = 3.54 قيمة 200 الجدولية = 1.96

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة  $Z_{\alpha/2}$  الجدولية  $Z_{\alpha/2}$  وهي تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض  $Z_{\alpha/2}$  وهذا يعني أن مستوى طلبة العينة يختلف عن المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

# 2- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غير معلوم) Testing Hypothesis Regarding Mean (σ unknown, Big Sample) 30 ما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من وتباين المجتمع غير معلوم، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$Z = \frac{X' - \mu}{S_x / \sqrt{n}}$$

مـــثال5-6) إذا كانـــت أوزان الطلاب في المدرسة تخضع لتوزيع طبيعي وسطه 60 كغم، وسحبت منه عينة عشوائية حجمها 50 طالباً وسجلت متوسطاً قدره 65 كغم بانحراف معياري قدره 10 كغم، اختبر الفرضية ان المتوسط اكبر من 60 باستخدام  $\alpha = 0.05$  ؟

$$H_0$$
:  $\mu = 60$ 

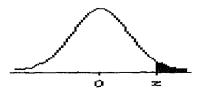
تعني أن وسط المحتمع لا يختلف عن 60

$$H_1: \mu > 60$$

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S_x}/\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{65-60}{10/7.07} = 3.54$$

بميا أن الاختيبار متحه أي بذيل واحد فإن مستوى الدلالة هو  $\,\alpha=0.05\,$  والقيمة الجدولية  $\,\alpha=0.05\,$ 

التحليل الإحصائي



منطقة الرفض 1.64 منطقة عدم الرفض

#### القرار:

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة Z الجدولية (1.64) وهي تقع في منطقة الرفض لذلك نرفض  $H_0$  ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة اكبر من 60 وهو المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

\* اذا كانت الفرضية غير متجهة

$$H_0$$
:  $\mu = 60$ 

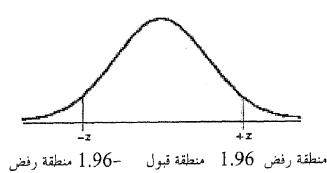
تعنى أن وسط الجحتمع لا يختلف عن 60

$$H_1: \mu \neq 60$$

تعني أن وسط المحتمع يختلف عن 60

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S_x}/\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{65-60}{10/\sqrt{50}} = \frac{5}{10/7.07} = 3.54$$

 $\alpha=0.05$  على الدلالة هو 2/ 20.05 مناوى الدلالة هو 2/ 20.05 مناوى الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة هو 2/ 20.05 مناوك الدلالة على 2/ 20.05 مناوك



#### القرار:

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة  $\alpha$  الجدولية (1.96) وهي تقع في منطقة الرفض لذلك نرفض  $H_0$  ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة يختلف عن 60.

-3 Testing Hypothesis Regarding Mean ( $\sigma$  unknown, Small Sample) عير معلومة والعينة صغيرة الحجم، والعينة Hypothesis Regarding Mean ( $\sigma$  unknown, Small Sample) عيد عيد معلوم، والعينة صغيرة الحجم، فإن عيد المعاري الأداء المحتمع  $\sigma$  غير معلوم، والعينة صغيرة الحجم، فإن الاحتسبار المناسب هو اختبار T، وفي هذه الحالة نقدر الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة من خلال العلاقة

Sx انحراف معياري عينة

$$\sigma \mathbf{x'} = \mathbf{S} \mathbf{x'} = \underline{\mathbf{S}} \mathbf{x}$$

$$T = \frac{X' - \mu}{Sx / \sqrt{n}}$$

تتقرر الحدود الحرجة للرفض أو القبول في ضوء درجات الحرية γ ومستوى الدلالة α ، وكون الفرضية البديلة متحهة أو غير متحهة.

## مثال5-4)

1 استخدم برنامج لتعليم اللغة الإنجليزية مع 1 طالباً من طلاب جامعة الإسراء، وقد اعتقد مصممو البرنامج أنه يرفع متوسط أداء الطلاب إلى أكثر من 0.70 وعند إنحاء الطلاب للبرنامج أجري اختبار مقنن فكان متوسط أدائهم = 72.6 بانحراف معياري غير متحيز = 3 مل تدعم هذه النتائج صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ استخدم 3

2 وإذا كان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا تختلف عن المتوسط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ معدم  $\alpha=0.05$ 

1- حل الحالة الأولى:

 $H_0$ :  $\mu > 70$  $H_1$ :  $\mu <= 70$ 

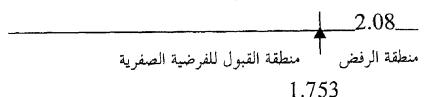
عندما يكون الانحراف المعياري لأداء المحتمع σ غير معلوم، فإن الاحتبار المناسبT غدد القيم الحرجة للرفض أو القبول:

 $\alpha = 0.05$  كا أن مستوى الدلالة

التحليل الإحصائي

درجة الحرية n-1 = 16 - 1 = 15 = 16 - 1 = 15 الاختبار بذيل واحد

 $T_{15,0..95} = 1.753$  بالاستعانة بالجدول رقم 3 تكون القيمة الحرجة تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه



الآن نحسب قيمة T كما يلي

بما أن قيمة T المحسوبة ( 2.08 ) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديله ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين خضعوا للبرنامج لم يكن أعلى من 70 بمستوى الدلالة  $\alpha=0.05$ 

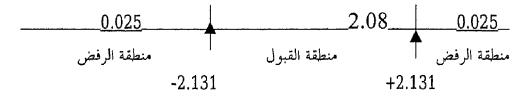
2 وإذا كـان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا تخــتلف عــن المتوسـط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج? استخدم  $\alpha=0.05$ 

$$H_0$$
:  $\mu = 70$   
 $H_1$ :  $\mu \neq 70$ 

ىما أن مستوى الدلالة  $0.05=\alpha=0.05$  والاختبار بذيلين درجة الحرية  $\alpha=0.05=0.05$  درجة الحرية  $\alpha=0.05=0.05$  درجة الحرية  $\alpha=0.05=0.05$  درجة الحرية  $\alpha=0.05=0.05$ 

 $T_{15,0.95}=\pm 2.131$  المنعانة بجدول توزيع t تكون القيمة الحرجة تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



الآن نحسب قيمة T كما يلي

$$X' - \mu$$
  $70 - 72.6$   
 $T = \frac{Sx}{\sqrt{n}}$   $\frac{5}{\sqrt{16}}$ 

بما أن قيمة T المحسوبة ( 2.08 ) تقع في منطقة القبول للفرضية الصفرية، لذلك نقبل الفرضية الصفرية ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين خضعوا للبرنامج لم يختلف عن المتوسط العام وهو 70 بمستوى الدلالة  $\alpha = 0.05$ 

#### 2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسـطين حسابيين Testing Hypothesis Regarding the Difference between Two Means

تـــستخدم لإجراء المقارنة بين وسطين لمحتمعين في حالة البيانات المستقلة والبيانات غير المستقلة.

1- اختبار الفرضيات حول الفرضيات و للبيانات المستقلة). البيانات المستقلة الله المستقلة البيانات المستقلة: البيانات التي لا يوجد فيما بينها ارتباط. أداء مجموعة للذكور وأخرى من الاناث.

 $\mathbf{X}'_1$  وسط العينة الأولى مستقلاً عن  $\mathbf{X}'_2$  وسط العينة الثانية، الفرضية غير متجهة

H0:  $\mu_1 - \mu_2 = 0$ H1:  $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 

الفرضية عندما تكون متجهة

H0:  $\mu_1 - \mu_2 > 0$ H1:  $\mu_1 - \mu_2 < 0$ 

 $\gamma = n1 + n2 - 2$  يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية T = n1 + n2 - 2 يتخذ العينة الأولى.

التحليل الإحصائي

n2: حجم العينة الثانية.

الاختبار الإحصائي المناسب:

$$T = \frac{\overline{x}_1 - \overline{x}_2}{s_d \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

#### الافتراضات التي يجب توفرها لتطبيق اختبار T

1. التوزيع الطبيعي Normality

يجــب أن يكــون توزيع متغير الاختبار طبيعياً في كل فئة من فئات متغير التحميع، واذا كانت العينة 30 فأكثر يمكن الاستغناء عن هذا الشرط.

2. تجانس التباين في المحتمعين Homogeneity

يجب أن يكون تباين متغير الاحتبار متساوياً في كلا فتي متغير التجميع.

3. العشوائية، والاستقلالية Independence

مسئال5-5) أراد باحـــثاً أن يعرف فعالية اسلوب معين في التدريس لطلبة الجامعة في مــستوى السنة الأولى، فأخذ شعبتين كل شعبة تتكون من 25 طالب عشوائياً في مجموعتين ثم عـــين عــشوائياً أحــداهما لتكون مجموعة تجريبية والأخرى ضابطة.وفي نهاية التجربة أعطيت المجموعتين اختباراً موحداً فكانت النتائج كما يلي

المحموعة الضابطة	المحموعة التجريبية
n2 = 25	n1 = 25
$X'_2 = 6$	$X'_1 = 7.65$
$Sx_2 = 2.43$	$Sx_1 = 2.55$

هــل تــدل هذه البيانات على أن أداء المجموعة التجريبية كان أفضل من أداء المجموعة الضابطة على مستوى دلالة  $\alpha=0.05$ 

H0:  $\mu_1 = \mu_2$ 

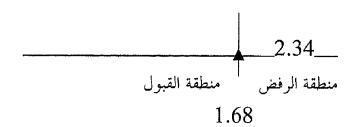
الفرضية الصفرية

H1:  $\mu_1 > \mu_2$ 

الفرضية عندما تكون متجهة

نحدد القيمة الحرجة للرفض أو القبول:

ىما أن مستوى الدلالة  $0.05 = \alpha$  ، والاختبار بذيل واحد.  $\gamma = 25 + 25 - 2 = 48$  ودرجات الحرية  $\gamma = 25 + 25 - 2 = 48$  تكون قيمة  $\gamma = 1.68 = 1.68 = 1.68$  من الجدول  $\gamma = 1.68 = 1.68$   $\alpha = 0.05$ 



نحسب الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة كما يلي:  $S^2_d = (n_1 - 1) S^2_1 + (n_2 - 1) S^2_2 = 24 * 2.55^2 + 24 * 2.43^2 = 6.204$   $n_1 + n_2 - 2$   $n_1 + n_2 - 2$ 

 $S_d = 2.491$ 

نحسب قيمة الإحصائي T كما يلي:

$$T = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{s_d \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

$$T = \frac{X_{1} - X_{2}}{S_{d} \sqrt{1/n_{1} + 1/n_{2}}} = \frac{7.65 - 6}{2.491 \sqrt{1/25 + 1/25}} = 2.34$$

نقارن القيمة المحسوبة (2.34) بالقيمة الحرجة (1.68) فنحد أنما تقع في منطقة الرفض. إن البيانات تدل على أن الذين يخضعون للبرنامج التدريبي يصبح أداؤهم أفضل من الذين  $\alpha=0.05$  لا يخضعون على مستوى دلالة  $\alpha=0.05$ 

#### تبعات عدم الإيفاء بافتراضات اختبار T

Normality التوزيع الطبيعي-1

2- تجانس التباين في المجتمعين Homogeneity

3− الاستقلالية Independence

Normality افتراض التوزيع الطبيعي -1

إن هذا الافتراض يمكن مخالفته بدون تبعات تذكر.

2- افتراض الاستقلالية Independence

يهدد البحث بأكمله وعلى الباحث أن لا يتهاون في ذلك اطلاقاً.

Homogeneity تجانس التباين في المجتمعين -3

■يمكن مخالفته إذا تساوت العينتان في أعداد افر ادهما. إذا كانت n1=n2

ولكن عندما تكون n1≠ n2 فهناك وضعين:

العينة الكبيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الكبير-1

والعينة الصغيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الصغير

فيان احستمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تكون أقل من  $\alpha$  إذاً يكون الباحث في الجانب الأمين.

2- العينة الكبيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الصغير

والعينة الصغيرة الححم منتمية للمحتمع ذي التباين الكبير

فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تزداد.

#### 2- اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين حسابيين (للبيانات غير المستقلة).

البيانات غير المستقلة: البيانات التي يوجد فيما بينها ارتباط.

n1 = n2 = n مثال: إجراء الحتبار على نفس المجموعة مرتين،

مثال: عينة من الأزواج وزوجاتهم.

 $X'_1$  وسط العينة الأولى مرتبطاً مع  $X'_2$  وسط العينة الثانية وهي نفس العينة الأولى.

اختبار T للعينات المترابطة Paired Sample T-Test: يستخدم لفحص فرضية متعلقة

بمساواة متوسط متغيرين أو مساواة متوسط متغير لعينتين غير مستقلتين.

لضمان دقة نتائج احتبار T يجب تحقق الشروط التالية:

1. أن يكون توزيع الفرق بين المتغيرين طبيعياً. ويمكن تجاهله إذا كان حجم العينة أكثر من 30

2. أن تكون العينة عشوائية.

158

الفرضية عندما تكون غير متجهة

 $H_0$ :  $\mu_1 - \mu_2 = 0$  $H_1$ :  $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 

الفرضية عندما تكون متجهة

 $H_0$ :  $\mu_1 - \mu_2 > 0$  $H_1$ :  $\mu_1 - \mu_2 < 0$ 

 $\gamma=n-1$  يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية 0=n-1 وسط التوزيع 0=n-1 عدد أزواج المشاهدات.

 $Sx'_1-x'_2$  الانحراف المعياري، الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة لفروق الأوساط  $Sx'_1-x'_2=\sqrt{S^2}\,x'_1+S^2\,x'_2-2d\,S\,x'_1\,S\,x'_2$ 

$$S^{2} x'_{1} = \frac{S^{2}1}{n}$$

$$S^{2} x'_{2} = \frac{S^{2}2}{n}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\sum_{n=1}^{\infty} x^{2} - (\sum_{n=1}^{\infty} x)^{2}}{n}$$

الفرضية:

$$H_0$$
:  $\mu_1 - \mu_2 = 0$   
 $H_1$ :  $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 

$$d_i = X_i - Y_i$$
$$d' = \sum_{n} \underline{d_i}$$

1- نحسب معدل الفروق ما بين العينتين:

$$S_d^2 = \frac{\sum d_i^2 - (\sum d')^2}{n}$$
.

3- نستخدم الاختبار t كما يلي:

$$T = \frac{\overline{X} - \frac{\mu_d}{\sqrt{n}}}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}}$$

Stud	Stat1_m	Stat2_m	di=Stat1-Stat2	$di^2$
11	20	15	5	25
2	20	14	6	36
3	18	20	-2	4
4	15	17	-2	4
5	16	17	-1	1
6	12	18	-6	36
7	15	20	-5	25
8	18	18	0	0
9	18	14	4	16
10	18	17	1	1
11	14	8	6	36
12	16	18	-2	4
13_	12	14	-2	4
14_	17	14	3	9
15	14	12	3 2 -1	4
16	19	20	-1	1
17	11	10	1	1
18	10	10	0	0
19	19	20	-1	1
20	12	15	-3	9
21	17	20	-3	9
المجموع 'd			0	226
d'			0	

$$S_d^2 = \frac{d_i^2 - (\underline{d'})^2}{n - 1} = 11.3$$

 $S_d \quad = \quad \ 3.361547$ 

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

$$T = \frac{\overline{x} - \frac{\mu_a}{\sqrt{n}}}{\frac{S_a}{\sqrt{n}}}$$

#### النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

بما أن القيمة المحسوبة (0) < أقل من القيمة الجدولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمة الخدولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمول، اذاً نقيبل الفرضية الصفرية، ويتبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الثاني.

الأزواج	الزوج	الزوجة	Di=Stat1-Stat2	di <sup>2</sup>
1	240	230	10	100
2	260	270	-10	100
3	250	240	10	100
4	230	230	0	0
5	280	270	10	100
6	220	230	-10	100
7	240	250	-10	100
8	260	250	10	100
9	240	230	10	100
10	250	220	30	900
المجموع		and the same of th	50	1700
d'			5	

$$d_i^2 - (\underline{d'})^2$$
 1697.5  
 $S_d^2 = \underline{n}$  = ----- = 188.6111  
 $n - 1$  9

$$S_{d} = 13.73358$$
 
$$T = \frac{\overline{x} - \mu_{d}}{\frac{S_{d}}{\sqrt{n}}}$$

$$T = (5-0)/(13.73/3.16) = 5/4.43 = 1.13$$
 المحسوبة  $\gamma = n - 1 = 10 - 1 = 9$   $T_{9,0.05} = 1.83$ 

#### النتيجة:

## أهم الأساليب الإحصائية الشائعة واستخداماها:

بيس اللابارامترية	القاا	قاييس البارامترية	71
- يستخدم لتقدير ما إذا كان	کاي	- تحديـــد ما إذا كان متوسطان أو	
توزیعان تکراریان تختلف عن		نـــسبتان، أو معاملا ارتباط يختلفان	
بعضها بشكل دال.		عن بعضهما.	اختبار (Z)
		- تحديد ما إذا كان متوسط واحد	Z-test
		أو نـــسبة واحدة أو معامل ارتباط	اختبار (ت) t-test
		واحـــد يخـــتلف عن تلك العلاقة	, 3331
		للمجتمع.	
يــستخدم لقياس ما إذا كان	Mann-	- تحدید ما إذا كانت درجات	
متو سطين غـــير مـــرتبطين	Whitney U test	المتوسـط في عنصر أو اكثر تختلف	تحليل التباين
Uncorrected Means	1000	عن بعضها.	Analysis of variance
يختلفان بشكل دال		ا ما إذا كان هناك تفاعل دال بين	One way
		العناصر المختلفة.	
		- يقيس إذا ما إذا كانت التباينات	Two way Anova
		Variances مختلفة عن بعضها.	

يــستخدم لقياس ما إذا كان		تــستخدم إذا ظهرت قيمة F دالة	اختبارات تستخدم
متوسطين مسرتبطين	Wilxoxon	وذلك بمدف اختسبار الدلالة	بعد تحليل التباين.
Correlated Means	signed test	الإحـــصائية للفروق بين متوسطات	Duncan's
فتلفان بشكل دال		بحموعات محددة	Scheffe's Tuky
يستخدم لتقدير ما إذا كان 3		مشابه في الاستحدام لأسلوب تجليل	تحليل التغاير
قـــيم أو اكثر للمتوسطات في		التباين إلا انه يمكن من ضبط متغير	Analysis of
عنسصر واحد تختلف بدلالة	Wallis test	مستقل أو اكثر في المتغير التابع.	Covariance (Anacova)
إحصائية		لاختبار الاتجاه المفترض	Trend Analysis
		يــستخدم لتقديــر قيمة في المحتمع	Confidence
		بالاعتماد على القيمة المعروفة للعينة.	limits

		<b>لحساب الفروق:</b>	لإحصائية	الأساليب ا
التابع)	عدد			
فئوي أو نسبي	رتي	اسمي	المتغيرات المستقلة	
t-test للعينة الواحدة	Smirnov	كاي تربيع لحسن المطابقة	1	عينة واحدة
t-test للعينات المستقلة.	Man Whitney U- Test. مان وتني ؛ Median Test اختبار الوسيط	كاي تربيع للارتباط للعينات المستقلة ؛ فشر Fisher exact test	1	عینتان مستقلتان
t-test للعينات المستقلة. Randomization Test. Walsh Test.	Wilcoxon Signed Rank Test. Sign Test. احتـــبار الإشارة	كــاي تربيع لنسبتين بيانات غير مستقلة	1	عينتان غير مستقلتان
Analysis of Variance ( One Way Anova). تحليلي التسباين أحادى الإتجاه.	Kruskal Walliss کروسکال والیس Median test	كاي للعينات المستقلة	1	اکثر من عینتین مستقلتین

Anova (one way)	Friedman Test	Chochran O test		
اختسبارات تستحدم بعد	اختبار فريدمان	البيانات Friedman Test		اکثر من
تحليل التباين.	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	الثنائية).	1	عينتين غير
Duncan's Multiple-				مستقلتين
range, Scheffe's , test., Tuky				ر
Factor analysis			 	
التحليل العاملي		کاي تربيع		
2 way Anova			2 أو	عينتان أو
التباين ثنائي الاتجاه. :			اكثر	اكثر
Ancova				

#### 3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد.

One Sample T-Test اختبار T للعينة الواحدة

إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة قواعد البيانات استخدم احتبار T لفحصص وجود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات (15.9286) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

يمكن صياغة سؤال الدراسة بأحد الأشكال التالية:

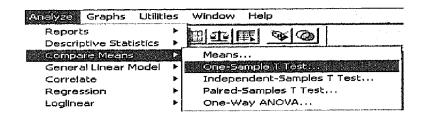
هل هناك فرق بين متوسط درجة الطلاب وبين المتوسط الطبيعي؟

نرفض الفرضية إذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) اكبر من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعنى أن المتوسط لا يساوي القيمة الثابتة a.

\* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

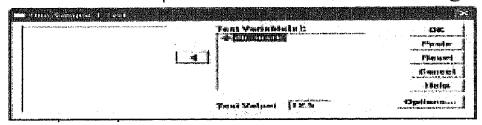
		> ( a 1)	مطح المست	- C7	4	-15 De		stell titl	C.
14:				older of President on the		A STATE OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF THE PARTY OF T	de la composition della compos	And a Start Section 1	ed Hiller Spr
	db_mark	Voi	- [	0.31	· T	NAME OF		VOIL	
1	14.00	1							
2	14,00	1				The second second		- control months and mentals	m- 141-11 -
3	20.00			Maria J				Transfer & C. Laborat, Communication, Company	
4	17.00	***************************************		MI. 1000.000.000.000.000.000.000.000.000.0			**	Comments Comments	
	17.00	1			1				
6	18.00								
7	20.00								
8	18.00				· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			The second section of the second	
9	14.00		. 1		1		<u>1</u>	1 100 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	
10	17.00								
11	8.00							to a contract of the contract of	
12	18.00		1						
13)	14.00	T	1		1				
14	14.00								
1.5									

Analyze - Compare Means - One-Sample T Test...



ضع المتغير db\_mark في حانة db\_mark ضع المتغير

وضع القيمة 12.5 في خانة :Test Value ثم أضغط زر



تظهر النتيجة التالية:

**T-Test** 

**One-Sample Statistics** 

	عدد المشاهدات	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
	N	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الخطأ المعياري
DB_MARK	14	15.9286	3.1736	.8482

One-Sample Test

ſ			and the second substitute of Second Selection and second	Test Value			
					Mean	95% Confide of the Di	ence Interval fference
		t	df	Sig. (2-t ailed)	Difference	Lower	Upper
Î	DB MARK	4,042	13	.001	3,4286	1.5962	5,2609

#### النتيجة:

تم حــساب متوســط الفــرق بين المتغير والقيمة المفترضة (Mean Difference) = تم حــساب متوســط الفــرق بين المتغير والقيمة الطلاب (15.9286) كان أعلى من المــــــ عند الطبيعي (12.5)، وكان الفرق = 3.4286 وهل هذا الفرق كافي لأن نقرر أنه ذو دلالة إحصائية؟

 $H_0$ :  $\mu = 12.5$   $H_1$ :  $\mu \neq 12.5$ 

بمسا أن مسستوى المعسنوية Sig.(2 -tailed)=0.001 وهي أقل من < مستوى الدلالة α=0.05، اذًا نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

استخدم اختبار T لفحص وجود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات وبين المتوسط الطبيعي (12.5) ، وقد تبين من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه أن متوسط علامات الطلبة كان أعلى من المتوسط الطبيعي (12.5) فقد بلغ متوسط علامات الطلب (15.93) بإنحراف معياري (3.17) وقد بلغت قيمة 4.042 وهي ذات دلالة احصائية عند مستوى أقل من 0.05

كانت قيمة t=4.042 وبلغ مستوى دلالتها  $\sin(2-tailed)=0.001$  قيمة صغيرة جداً وهـــي أقل من المستوى المقبول لدينا ( $\alpha=0.05$ ) وهذا يعني ان متوسط الاختبار في مادة قواعد البيانات  $\pm 12.5$  بل هو أعلى من ذلك.

القيمة المحسوبة 4.042 = t

القيمة الحرجة [ 2.160 +2.160]

إن القيمة المحسوبة تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية يعني قبول البديلة.

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء استخدم اختسبار T لفحص وحود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة الإحصاء (15.7619) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

 $H_0$ :  $\mu = 12.5$   $H_1$ :  $\mu \neq 12.5$ 

	stat/i_m
100 Page 110	20.00
A-4: 2	20.00
**************************************	18.00
200 N. J. 4	15.00
*   T.	16.00
6	12.00
7	15.00
8	18.00
9	18.00
10	18.00
<u> </u>	14.00
12	16.00
139	12.00
14	17.00
15	14.00
16	19.00
1.75	11.00
19	10,00
19	19.00
20	12.00
21	17.00
- 1 - 1 \ D	ata View 🙏 Va

النتيجة: بما أن مستوى المعنوية Sig.(2-tailed)=0.000 ومستوى الدلالة α=0.05، إذا نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

يعني أن متوسط الاختبار في مادة الإحصاء \12.5 بل هو أعلى من ذلك.

#### One-Sample Statistics

				Std. Error
	N	Mean	Std. Deviation	Mean
STAT_MAR .	21	15.7619	3.0480	,6651

One-Sample Test

			Test Value	= 12,5		
				Mean	95% Co Interva Differ	l of the
	tt	df	Sig. (2-tailed)	Difference	Lower	Upper
STAT_MAR	4.904	20	.000	3.2619	1.8745	4.6494

# 2- اختبار الفرضيات حول الفررق بين وسطين حسابيين (للبيانات المترابطة)

#### اختبار T للعينات المترابطة Paired Sample T-Test

السؤال هو: هل تتساوى متوسطات الطلاب بالاختبارين؟

نرفض الفرضية اذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) أقل من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعنى أن المتوسطين غير متساويين.

\* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

	stat1_m	stat2_m
1	20.00	15.00
2	20.00	14.00
3	18.00	20.00
. 4	15.00	17.00
5	16.00	17.00
6	12.00	18.00
7	15.00	20.00
8	18.00	18.00
9	18.00	14.00
10	18.00	17.00
11	14.00	8.00
12	16.00	18.00
13	12.00	14.00
14	17.00	14.00
15	14.00	12.80
16	19.00	20.00
17	11.00	10.00
18	10.00	10.00
19	19.00	20.00
20	12.00	15.00
21	17.00	20.00
<b>♦</b> ► \De	ıta View √Va	arlable View ,

Analyze - Compare Means - Paired-Samples T Test...



ضع المتغيرات stat1\_m و stat1\_m في خانة : Stat1\_m ضع المتغيرات OK

💌 (Pricinal Computer to Just			
# etteri _ eri #- oteri / _ eri		Palend Wolfahler:	OK
	4	III de la companya de	<b>144.00</b>
	7.A. mark strepholymought		Carecel
			a teap
Carrent Celestion			
Varistia 1:			To the states in the spirits and the states of the states
· 爱丽山山园碑 定注			Opsjuss

تظهر لدينا المخرجات التالية:

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء في الاختبار الأول والاختسبار الثاني لفحص هل لهما نفس المتوسط الحسابي، استخدم اختبار لفحص وجود فرق بين متوسطى درجات الاختبارين في مادة الإحصاء.

 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ 

 $\mathbf{H}_1: \mu_1 \neq \mu_2$   $\mathbf{T}$ 

T-Test

#### **Paired Samples Statistics**

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair	STAT1_M	15.7619	21	3.0480	.6651
1	STAT2_M	15.7619	21	3.6319	.7925

#### **Paired Samples Correlations**

	N	Correlation	Sig.
Pair 1 STAT1_M & STAT2_M	21	.505	.020

.0000

STAT1 M

Std. Deviation

3.3615

 Paired	Differences		ľ	
		95% Confidence Interval		
	Std. Error	of the Difference		

Upper

1.5302

.000

#### Paired Samples Test

.7335

#### النتيجة:

Sig. (2-tailed)

1.000

20

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

Lower

-1.5302

بما أن مستوى المعنوية Sig.(2-tailed)=1.000 ومستوى الدلالة α=0.05، إذا نرفض الفرضية البديلة ونقبل الفرضية الصفرية.

تسبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني فقد بلغست قيمة t=(0.000) وهي غير دالة إحصائيا على مستوى  $\alpha=0.05$  حيث حسب السبرنامج متوسط الفرق بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني والذي بلغ (0.0000).

# -3 اختبار الفرضيات حول الفسرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المستقلة) Independent-Sample T-Test للعينات المستقلة

فحـــص فرضية متعلقة بمساواة متوسط متغير ما لعينتين مستقلتين، وله شكلان الأول في حالة افتراض تساوي تباين العينتين، والثاني في حالة افتراض أن تباين العينتين غير متساوي.

إذا كانت علامات الطلاب والطالبات في مادة الإحصاء في شعبة ما كما هو مبين أدناه، فهل يختلف تحصيل الذكور عن الإناث في هذه الشعبة؟

هل يرتبط تحصيل الطلبة حسب الجنس؟

الفرضية المطلوب اختبارها:

 $H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2$  $H_1$ :  $\mu_1 \neq \mu_2$ 

للاستخدام الاختبار يكون هناك متغير التحميع (Grouping Variable) وهو المتغير الذي يقسم العينة الكلية إلى عينتين جزئيتين غير متداخلتين، مثل متغير الجنس الذي يقسم العينة

الكلية إلى عينة ذكور وعينة إناث، والمتغير الثاني يسمى متغير الاختبار (Test Variable) أو المتغير التابع، وهو متغير كمي .

والهـدف مـن هـذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان متوسط متغير الاختبار لفئة متغير الاختبار لفئة متغير التحمـيع الأولى (الذكور) مساوية لمتوسط متغير الاختبار لدى الفئة الثانية (الإناث) من متغير التحميع.

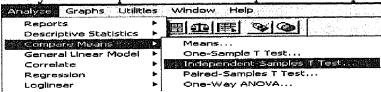
السؤال هو: هل يختلف تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء باختلاف جنسهم؟ أو هل يرتبط تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء بالجنس؟

نرفض الفرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة مستوى الدلالة (Sig.(2-tailed أقل من المستوى المقرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة عبر متساويين، وذلك بعد تحديد قيمة المستخدمة بناء على نتيجة اختبار Levene Test لمساواة تباين العينتين.

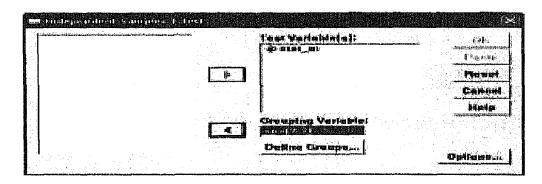
\* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

an are a series of the series	56X	stat_m
(1) (1) (1)	1,00	16.00
2	1.00	18.00
3	1.00	15,00
4	1.00	16.00
5 4 6 5	1.00	12.00
6	1.00	15.00
7	1.00	18.00
	1.00	18.00
9	1.00	18,00
10	1.00	14.00
17	2.00	16.00
. 12	2.00	12.00
13	2.00	17.00
14	2.00	14.00
15	2.00	19,00
16	2.00	11.00
1.7	2.00	10.00
18	2.00	19.00
19	2.00	12.00
20	2.00	17.00
221		

Analyze - Compare Means - Independent-Samples T Test...



ضع المتغير stat\_m في خانة: stat\_m ضع المتغير Grouping Variable: في خانة



Group2: في :Group1، وضع القيمة 1 في :Define Groups انقر زر Continue Ok ، ثم اضغ زر Ok ، ثم اضغ زر

رب م	se spe	clfl	ed v	alu	es		Cont	inuc	7
A CONTRACTOR OF THE	Group	14 A. A. A. A.	•	***************************************			Саг	icel	
	Group	2:	21			1 T	He	:Ip	1

تظهر لدينا المحرجات أدناه:

الإحصاءات الوصفية لكل عينة

**Group Statistics** 

	SEX	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
STAT_M	1.00	10	16.0000	2.0548	.6498
	2.00	10	14.7000	3.3350	1.0546

Independent Sample g Test

			were's Tesifor ally of Variances Hesifor Equally of Means							
							Mean	Std. Error	95% Confide of the Di	
L		F	ଅପ୍ତ.	!	df	alg. Q-lailed)	Difference	Difference	Lower	Upp er_
ATAT_H	Equal variances assumed	5.356	£33	1.049	18	.308	1,3000	1.2387	-1.3025	3,9025
	Equal variances not assumed			ा±9	14.972	.311	1.3000	1,2387	1.3407	3.9407

#### النتيجة:

F قيمة لعبار تجانس التباين للفئتين بواسطة اختبار Test عيث حسبت قيمة 5.356 و خانست = 5.356 و مستوى دلالستها فكانت = 0.033 و ذلك لتحديد أي الاختبارين الاختبارين Equal variances assumed منستخدم، هل سنستخدم اختبار T في حالة تساوي التباين Equal variances not assumed اختبار T في حالة عدم تساوي التباين

استخدم اختبار T لفحص السؤال "هل يختلف تحصيل الطلاب عن الطالبات"؟ أو "هل يرتبط تحصيل الطلاب بالجنس"؟

وقد وجد من خدلال نتائج هذا الاختبار أنه ليس هناك فرقاً بين تحصيل الطلاب والطالبات حيث بلغت قيمة t=1.049 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من 0.05

خــتار قــيمة t ومستوى دلالتها بناء على اختبار F لنقرر هل نختار اختبار T في حالة افتراض تساوي التباين أم اختبار T في حالة افتراض عدم تساوي التباين.

في هـــذه الحالة نحتار اختبار T في حالة افتراض عدم تساوي التباين لأن مستوى دلالة  $\alpha=0.033$  وقيمة  $\phi=0.033$  أقل من  $\phi=0.033$  وبالتالي فان تباين الفئتين غير متساوي.

وقد بلغ متوسط تحصيل الطلاب 16 بإنحراف معياري 2.0548 في حين بلغ متوسط تحصيل الطالبات 14.7 بإنحراف معياري 3.3350 حيث يتبين أن لا فرق في التحصيل بسبب الجنس.

ملاحظة: استخدام نقطة القطع Cut Point، والرسومات البيانية.

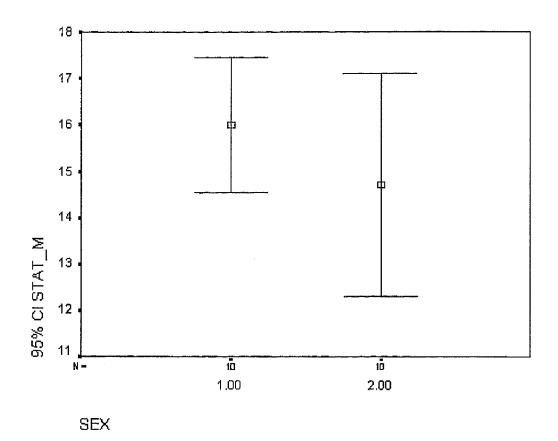
T-Test

Group Statistics

		AGE	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
	STAT_M	>= 20.00	8	14,5000	3,11677	1.10195
ł		< 20,00	12	15,9167	2.50303	72258

Independent Samples Test

	Levene's Equality of			t-test for Equality of Means						
						Mean	Std. Error	95% Confidence Interval of the Difference		
	F	Sig.	t	ďť	Sig. (2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper	
STAT_M Equal variances assumed	.830	.374	-1.125	18	.275	-1.4167	1.25884	-4.06140	1,22805	
Equal variances not assumed			-1.075	12.807	.302	-1.4187	1.31772	-4.26779	1.43448	



4-5 تماریسن Exercise

ضع رمز الإحابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

										_
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
							•			الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
			_							الإجابة

1-علاقة Z ب  $\sigma_{x'}$  كعلاقة T ب -1

$$Sx'$$
 ->  $S^2x$  --  $\sigma^2$  --  $\sigma$  --  $\sigma$  --  $\sigma$  --  $\sigma$ 

2- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8 - \omega$$
  $r = 0.2 - \omega$   $X = 27 - \omega$   $\sigma = 10$ 

3- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8$$
 د  $r = 0.2$  ح  $x = 27$  د  $\mu = 70$ 

4-4 كم يجب أن يكون حجم العينة حتى يكون الخطأ المعياري للوسط الحسابي 3  $\alpha$   $\alpha$   $\alpha$   $\alpha$  المخراف المعياري  $\alpha$  في المجتمع؟

$$100 - 5$$
 د  $1000 - 5$  د  $1000 - 5$ 

z=2.1 وكانت الفرضية البديلة غير متجهة، فإنه بالأمكان -5

$$\alpha = 0.01$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 ج- رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
،  $\alpha = 0.01$  د- رفض الفرضية الصفرية على المستويين

6 إذا كانست فتسرة السثقة 95% للوسط الحسابي تمتد ما بين 3.6 - 76.4 - 76.4 فأي من الفرضيات الإحصائية التالية تعتبر مرفوضة على مستوى  $\alpha = 0.05$  مع الأحذ بالحسبان أن فرضيتها البديلة غير متجهة:

$$\mu = 76.1$$
 -  $\mu = 75.4$  -  $\mu = 65$  -  $\mu = 51.6$  - أ

 $\alpha=0.01$  كانت مرفوضة على مستوى H0:  $\mu=60$  كانت مرفوضة على مستوى -7 فهل هذا يعني أن القيمة -60 تقع:

8- يــستخدم اختبار T كاختبار للفرضية الصفرية حول الوسط الحسابي إذا كانت ......
 غير معلومة.

$$lpha$$
 -- ب $lpha$  -- د $lpha$ 

9- أيهما أكثر شيوعاً في الاستخدام لفحص الفرضية حول الوسط الحسابي  $\chi^2$  - اختبار  $\chi^2$ 

الدلالة: T الحرجة عند نفس مستوى الدلالة:

ب- اكبرللاختبار بذيلين.

أ- اكبرللاختبار بذيل.

د- لاشيء مما ذكر.

ج- نفس القيمة.

 $\alpha=0.05$  ، n=21 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T ما هي قيم

 $(2.528, 2.845) - \psi$ 

(1.721, 2.080) –

د- (2.518, 20831) د-

 $(1.725, 2.086) -_{\tau}$ 

 $\alpha=0.01$  ، n=30 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T

 $(1.699, 2.045) - \psi$ 

(2.457, 2.760) -1

د- (1.697, 2.042) --

 $(2.462, 2.756) -_{\overline{c}}$ 

-13 درست إحدى شعب الإحصاء المتقدم التي عدد أفرادها 45 طالباً وحدة اختبار الفرضيات حول الوسط الحسابي باستخدام مختبر الحاسوب، وعند إجراء اختبار يقيس مهارقم في هذه الوحدة وجد أن متوسط أدائهم -65 فإذا كانت النتائج المعلنة لجميع الطلح الآخرين هي 50 للوسط الحسابي و 12 للانحراف المعياري، فهل هناك ما يدعو إلى القول بأن نتائج الطلبة الذين استخدموا المختبر أعلى من نتائج الآخرين؟ استخدم  $\alpha = 0.01$ 

أ- نعم لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

v نعم لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية الصفرية.

ج- لا لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

د- لا لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية البديلة.

 $\alpha = 0.05$  بالاستعانة باختبار بذيلين H0:  $\mu = 10$  بالاستعانة باختبار بذيلين  $\alpha = 0.05$  مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين  $\alpha = 0.05$  مستخدماً عينة حجمها 100 فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول يكون أكبر ل:

ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

ب– جمال

أ- فادي

 $\alpha=0.05$  بالاستعانة باختبار بذيلين  $\mu=10$  بالاستعانة باختبار بذيلين  $\mu=10$  مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين  $\mu=10$  مستخدماً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12  $\mu=10$  فأيهما يكون احتمال ارتكابه للخطأ من النوع الثاني اكبر؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

 $\alpha=0.05$  المناب المتعانة باختبار بذيلين المفرية  $\mu=10$  بالاستعانة باختبار بذيلين المستحدمً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين  $\mu=10$  مستخدمً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12  $\mu=10$  فأيهما يكون اختباره أقوى؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

- 17 يدعي عميد الكلية بان توجيه إنذارات إلى الطلاب يقلل من غياب الطلاب في الجامعة. في اذا علم أن متوسط غياب الطلاب في الكلية في الأعوام المنصرمة كان 4.6 أيام للطالب الواحد. وبعد أن استحدم هذا الأسلوب لهذا العام مع صف عدد طلابه 25 طالباً وجد أن متوسط الغياب كان 3.7 أيام للطالب الواحد بانحراف معياري غير متحيز = 1.2 يوم. هل تدعم هذه البيانات صحة ادعاء العميد؟ استحدم 0.05
  - أ- نعم، لأن T=-3.75 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.
  - ب- لا، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.
  - ج- نعم، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.
    - د- لا، لأن 3.75-T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.
  - 18- فيما يلي علامات عشرة طلاب على مقياس الاتجاهات، حرى تطبيقه قبل وبعد مشاهدة فيلم عن العنف المدرسي:

بعد	قبل	اسم الطالب
14	10	فادي
31	17	جمال
17	12	نبيل
17	19	فايز
13	10	غعم
24	11	محمد
25	20	احمل
14	13	صلاح
16	17	صلاح سمير
15	20	يو سف

 $\alpha = 0.05$  القضية بعد مشاهدة الفيلم على المحاهلة على ال

- أ- لا وذلك لأن T=1.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى  $\alpha=0.05$  ه للاختبار بذيل واحد.
- $\alpha = 0.05$  وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى للاختبار بذيل واحد.
- $\alpha = 0.05$  وهي ذات دلالية إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالية إحصائية على مستوى للاختبار بذيلين.
- $\alpha = 0.05$  وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=1.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى للاختبار بذيلين.
- 19 درسست بحموعتان مادة الإحصاء المتقدم بطريقتين مختلفتين (نظري، عملي) وعند انتهاء فترة التدريس أجري اختبار تحصيلي للمجموعتين والجدول أدناه يبين النتائج:

الانحراف المعياري غير المتحيز SX	الوسط الحسابي 'X	عدد الأفراد n	
8	65	30	طريقة النظري
9	55	25	طريقة عملي

هل تختلف الطريقتان في تأثيرهما على التحصيل؟ علماً بأن الجحموعتين قد اختيرتا بطريقة عشوائية.

p < 0.001 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى T = 4.361 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001 . p < 0.001 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى p < 0.001

1 سلحبت عينتين على عين من مجتمعين طبيعيين حجم الاولى 5 والثانية 4 والبيانات موضيحة في الجلدول التالي اختبر أن كانت توجد فروق جوهرية بين متوسط مجتمعيهما مستوى دلالة  $\alpha=0.05$ .

العينة الثانية	العينة الاولى
2.3	3.1
1.4	4.4
3.7	1.2
8.9	1.7
	3.4

2- احـــدى شـــركات المنتجات النفطية أنتجت نوع معين مطور من مادة الكاسولين المحسن لزيادة عدد الكيلو مترات من المسافات المقطوعة. ولاختبار هذا ،سحبت عينة عشوائية من 10 سيارات وسارت باستخدام الكاسولين المحسن والعادي والجدول التالي يبين المسافات المقطــوعة من قبل العشر سيارات.اختبر على مستوى 0.05 انه لا توجد فروق جوهرية وإن كانت هناك فروق قدرها بحدود الثقة السابقة في السؤال.

كاسولين				
محسن	عادي			
25.7	24.9			
20.5	18.8			
28.4	27.7			
3.7	13.0			
18.8	17.8			
12.5	11.3			
28.4	27.6			
8.1	8.2			
23.1	23.1			
10.4	9.9			

3- الجدول التالي يمثل بيانات عن الاجور التي تتقاضاها عينتين عشوائيتين و المسحوبة من محتمعين طبيعين أحدهم المشتغلين لدى الدولة والثانية لدى القطاع الخاص.

	الاجور لدى قطاع الدولة	الاجور لدى القطاع الخاص
حجم العينة	30	35
الوسط الحسابي	3333520	35558.97
النحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95%للفرق بين متوسطى مجتمعهما.

4- اجري اختبار في احدى المساقات ومع شعبتين مختلفتين الاولى مكونة من 40 طالباً والثانية 30 طالبباً وجد أن متوسط علامات الطلبة في الشعبة الاولى 65 درجة بانحراف معياري قدره 10 درجة ومتوسط علامات الطلبة في الشعبة الثانية 57 درجة بانحراف معياري 60 درجة اختسبر إن كان هناك فروق جوهرية بين مستوى الطلبة في الشعبتين على مستوى معنوية 0.05

- 5- إذا كـان متوسط الزيادة في وزن 12 فأرة بعد تغذيتها بطريقة معينة لمدة معينة هو 145 غـم وبانحراف قياس للوسط الحسابي مقداره 2.3 غم وبمستوى احتمال 5% هل يمكن القــول أن متوسط الزيادة في الوزن نتيجة التغذية على الطريقة لا تقل عن 150 غم اختبر ذلك.
- 6- شركة توزيع المحروقات ارادت تقدير الوسط الحسابي للمحتمع بحدود ثقة 95% سحبت عينة عشوائية مكونة من 100 عائلة مستهلكة للسولار كان معدل استهلاكها ما يعادل 103 غالون بانحراف معياري 327.8. احسب الوسط الحسابي للمحتمع الذي سحبت مسنه العينة ثم فسر إذا استهلكت عائلة منفردة 800 غالون هل يمكن اعتبار ذلك ممكن اختبر ذلك.
- 7- احدى شركات الاتصالات اجرت بحثا حول المكالمات الطويلة فوجد ان معدل ما يدفعه المدواطن للمكالمية الطويلة يساوي 17.10 دولار في الشهر. وبانحراف معياري 9.80 دولار. سحبت عينة عشوائية ل50 قائمة تلفون.
  - أو جد احتمال أن تكون مدة المكالمة اكبر من 20 دولار.
  - 0.05= مستخدماً  $\mu>21$  ضد  $\mu>21$  مستخدماً  $\mu>21$  اختبر أن
- 8- أحسريت مقارنة للأسعار في مدينتين مثل اليابان وامريكا فإذا كان سعر المفرق لبعض المواد التجارية في كل من الدولتين موضحة في الجدول أدناه:

	أمريكا	اليابان
حجم العينة	N1=50	n2=30
معدل سعر	1154.5	1224.3
الانحراف المعياري	1989	1843

0.05=lpha الحتبر أن فروقات الاسعار هي أكبرمن 200 دولار بمستوى دلالة

μ×	مسحوبة من مجتم	12	حجمها	عشوائية	لعينة	النفطي	التقدير	احسب	-9
----	----------------	----	-------	---------	-------	--------	---------	------	----

	المحموعة الأولي	الجحموعة الثانية
الوسط الحسابي	38.75	35015
الانحراف المعياري	3.2	2.7
حجم العينة	100	100

وكانت أفراد العينة هي:

X: 9 6 5 3 4 7 8 9 10 3 12 6

- 10- في إحدى المدارس الأساسية سحبت عيينة عشوائية من الطلبة الذين سيعملون النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الطبية حجمها 20 طالباً فوجد أن 6 منهم يستخدم النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الذين يستعملون النظارات الطبية في تلك المدرسة.
- 11- سحبت عينة عشوائية حجمها 400 مفردة من مجتمع انحرافة القياسي 30 ومعدل 160 احسب فترة ثقة 95% للوسط الحسابي للمجتمع الذي سحبت منه هذه العينة.
- 12- سحبت عينة عشوائية من إحدى المصانع الكهربائية حجمها 25 مصباحا فكان الوسط الحسابي لأعمار هذه المصابيح 890 ساعة. احسب فترة ثقة 90% لمعدل أعمار المصابيح المنتجة في هذا المصنع على أن الانحراف المعياري لإنتاجية هذا المصنع هو 35 ساعة.
- 14- سلحبت عيلمة عشوائية مكونة من 25 طالبا من جامعة مؤته لتقدير معدل المصروف الشهري لهم. فوجد أن مصروفهم الشهري بالدينار الأردني كما يلي:

38 51 49 38 36 35 44 50 43 41 44 38 33 45 50 51 30 50 45 40 30 44 39 49 52

- ما هو تقديريك لمعدل المصروف الشهري لجميع طلبة جامعة مؤته.
- احسب فترة ثقة 95% لمعدل المصروف إذا كان المصروف يخضع لتوزيع طبيعي.

15- سمحلت قياسات الحموضة (PH) لعينات من ماء المطر في 10 مواقع في منطقة صناعية فكانت 3.9 3.1 5.1 3.8 4.5 3.2 4.8 3.9 احسب فترة ثقة 95% لمعدل حموضة ماء المطر لكل المناطق.

16- إذا كانست أجور مندوبي المبيعات لكل من الذكور والإناث تخضع لتوزيع طبيعي متباين 100 للذكور و441 للإناث علما بأن المجتمعين للذكور والإناث مستقلين عن بعضهما. سيحبت عيسنة عشوائية حجمها 170 وانحراف معياري 9 وعينة عشوائية ثانية (إناث) حجمها 24 بوسط 162 وانحراف معياري 10.

لكل من 41, µ2
 أوجد فترة ثقة 98% لكل من 24

- احسب فترة ثقة للفرق.

17- الجدول التالي يبين التحصيل العلمي لمجموعة من الطلبة في مدينتين مختلفتين.

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	حجم العينة	المدينة
11	79	200	f
12	73	150	ب

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين معدلي تحصيل الطلبة.

18- الجـــدول الـــتالي يمـــثل الأجور التي يتقاضاها عينتين عشوائيتين والمسحوبة من مجتمعين إحداهما المشتغلين لدى القطاع الخاص والتالية لدى الدولة.

	الثانية(الدولة)	العينة الأولى(الخاص)
حجم العينة	30	35
معدل الأجر بالدولار	33335.20	35558.79
الانحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين متوسطي بمحتمعهما.

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

20- تم اختيار مجموعتين من الطلبة في مادة الرياضيات وسحبت عينتين عشوائيتين من طلاب وطالبات إحدى المدارس وكانت النتائج كما يلى:

طالبات	طلاب	
85	18	الوسط الحسابي
4	5	الانحراف المعياري
12	10	حجم العينة

على افتسراض أن المحتمعين يتوزعان قريبا من التوزيع الطبيعي وأن تباينهما غير معلوم ولكنهما متساويان احسب فترة ثقة 97% للفرق بين متوسط المحتمعين.

# الفَصْيِلُ السِّلَافِينِ

# اختبار الفرضيات حول التباينات

# **Testing Hypothesis Inference Regarding Variances**

- 6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
- 6-2 اختـبار فرضـية تـتعلق بتـساوي التـباين لمجتمعـين مستقلين.
- 3-6 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
  - 4-6 تمـاريــن Exercise.

# الفضيك السيّاني الرِّسِين

# اختبار الفرضيات حول التباينات Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

### 1-6 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد. Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

اختـــبار الفرضـــيات حول التباين ضروري في الاختبارات الإحصائية التي تتطلب توفر تجانس التباين.

$$\chi^2$$
 (کا<sup>2</sup>) توزیع کاي تربیع –

- ■لا يأخذ قيماً سالبة.
- القيمة العظمى للاحتمال فيه68من الحالات) تنحصر بين 0-1.
  - ■ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بإزدياد درجات الحرية.
  - ■ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

$$\chi^2 = \sum \frac{(\mathbf{Xr} - \mu)^2}{\sigma^2}$$

X : المشاهدة على المتغير التابع.

μ : وسط المحتمع الإحصائي على المتغير التابع.

. التباين في المشاهدات للمحتمع على المتغير التابع.  $\sigma^2$ 

الحسل: مسن جدول  $\chi^2$  نبحث عن تقاطع 0.05 من المساحة مع درجات الحرية 19 فنجد قيمة  $\chi^2=30.14$ 

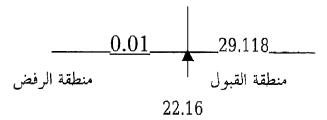
# استخدام توزيع $\chi^2$ في اختبار الفرضيات حول التباين

$$\chi^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}}$$

S: التقدير غير المتحيز للانحراف المعياري n: عدد المشاهدات.

 $\gamma=n-1$  الانحراف المعياري للمحتمع الاحصائي.  $\sigma$ 

استخدم هذه البيانات في فحص ادعاء الباحث بأن التباين في اطوال النساء يقل عما هو الحال عند الرجال من نفس العمر استخدم مستوى الدلالة  $\alpha=0.01$ 



الحل:

H0:  $\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$ 

H1:  $\sigma^2 < 6.25$ 

بحا ان مستوى الدلالة  $\alpha=0.01$  نبحث في حدول  $\chi^2$  تحت عمود  $\alpha=0.01$  ودرجات حرية 1-41=40 بحد ان القيمة الحرجة  $\alpha=22.16$ 

القيمة المحسوبة

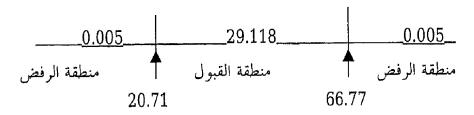
$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(41-1)(2.133)^2}{6.25}$$

النتيجة:

بما أن القيمة المحسوبة 29.118 أكبر من القيمة الحرجة = 22.16 لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية، لأن منطقة الرفض للفرضية الصفرية في الجهة اليسري.

لـــذلك لا يــوجد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمـــار من ( 20 إلى 25 ) يقل عن التباين في اطوال الرجال من نفس العمر على مستوى الدلالة  $\alpha=0.01$ 

دعنا نفرض أن الفرضية البديلة كانت غير متجهة



H0:  $\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$ 

 $H1: \sigma^2 \neq 6.25$ 

بما ان الفرضية البديلة غير متحهة تكون منطقة الرفض على الذيلين كما يلي القيم الحرجة لمنطقة القبول  $\chi^2$  40،0.995 = 20.71 والقيمة الحرجة لمنطقة القبول  $\chi^2$  40،0.995 =  $\chi^2$  والقيمة المحسوبة

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(41-1)(2.133)^2}{6.25}$$

بما ان القيمة المحسوبة 29.118 تقع ضمن منطقة قبول الفرضية الصفرية لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية.

لـــذلك لا يــوجد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمار 20 على كختلف عن التباين في اطوال الرجال من نفس العمر على مستوى الدلالة  $\alpha=0.01$ 

فترة الثقة للتباين: فترة الثقة 0.95% تكتب

$$0.95 = \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.975)}} \ge \sigma^2 \ge \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.025)}}$$

تعني أن الاحتمال = 0.95 بأن تقع القيمة الصحيحة أو الحقيقية للتباين بين الحدين

$$\frac{(n-1)S^2}{\chi^2}$$
 کحد اُدن.  $\frac{(n-1)S^2}{\chi^2}$  کحد اُدن.  $\chi^2$ 

مثال6-3: افرض ان عينة من 25 شخصاً تم اختيارهم بشكل عشوائي من مجتمع يتخذ شكل التوزيع الطبيعي في الخاصية تحت الدراسة. وعند حساب التباين غير المتحيز لتلك الخاصية في أفسراد العيسنة، وحسد أنه =16 ،كون فترة الثقة 95% للتباين في هذه الخاصية في المجتمع الإحصائي.

الحل:

$$\chi^2$$
(24,0.025)= 39.36 وأن  $\chi^2$ (24,0.975) = 12.40 أبلر جوع إلى جدول ( $\chi^2$ ) بالرجوع إلى جدول ( $\chi^2$ ) بخد أن  $\chi^2$ (24,0.975) =  $\chi^2$ (24,0.975) المحدول الحد الأدنى =  $\chi^2$ (24,0.975) وأن  $\chi^2$ (24,0.975) وبذلك يكون الحد الأدنى =  $\chi^2$ (24,0.975)  $\chi^2$ (24,0.975) وأن  $\chi^2$ (24,0.975) أبلا بالمحدول المحدول 
توزيع ف

يستخدم لاختبار تساوي التباين في مجمتمعين احصائيين

$$F = \begin{array}{c} \chi^2 \gamma_1 / \gamma_2 \\ ---- \\ \chi^2 \gamma_2 / \gamma_1 \end{array}$$

ف مستغیر عشوائي يتكون من النسبة لقيمتين مستقلتين من قيم  $\chi^2$  كل منهما مقسومة على درجة حريتها.

2-6 اختـبار فرضـية تـتعلق بتـساوي التـباين لمجتمعـين مستقلين. Testing Hypothesis about Two Independent Variances

$$\begin{array}{ll} H0: \, \sigma^2_1 = \sigma^2_2 \\ F = \underline{S}^2_1 \end{array}$$

$$S^2_2$$

 $\gamma_1 = n_1 - 1$  در جات الحرية للبسط

 $\gamma_2 = n_2 - 1$  درجات الحرية للمقام

يمكن استخدام اختبار F بذيل أو بذيلين.

الفرضيية متجهة: إذا استخدم بذيل واحد تكون القيم الحرجة للرفض أو القبول مباشرة في جدول F.

الفرضية غير متجهة: يجب أن نقسم 
$$\alpha/2$$
 ونستخرج قيمتين حرجتين من قيم  $F$  هما:  $F(\gamma_1,\gamma_2,\ \underline{\alpha}\ )$  كحد أدني  $\alpha/2$ 

$$F(\gamma_1,\gamma_2,1-\frac{\alpha}{2})$$
 الحد الأعلى ويستخرج مباشرة من الجدول

$$\frac{1}{F(\gamma_2,\gamma_1,1-\frac{\alpha}{2})}=F(\gamma_1,\gamma_2,\frac{\alpha}{2})$$
 =  $F(\gamma_2,\gamma_1,1-\frac{\alpha}{2})$ 

مثال6-4) اعتقد باحث أن الطلاب الاذكياء يبدعون في التحصيل في جو تنافسي بينما يقل تحصيلهم نسبياً في جو تعاوين وبذلك يزداد التباين في التحصيل اذا تم التدريس في جو تنافسي ولكنه يقل إذا تم تدريسهم في جو تعاوين. ولأحتبار هذه الفرضية قام باعتبار مجموعتين بسشكل عسشوائي درست الأولى في جو تنافسي والثانية في جو تعاوين. وعند انتهاء التحربة استخرج الانحراف غير المتحيز لهاتين المجموعتين فكان لمجموعة الجو التنافسي 6.4 والمحموعة الأولى 8.5 الجموعة الثانية المحموعة الأولى 8.5 المحموعة الثانية المحموعة الأولى 8.5 المحموعة الثانية عدد أفراد المجموعة الباحث؟

واذا كان ادعاؤه هو ان اختلاف الجو التدريسي لا يؤثر على التباين في التحصيل، فهل تدعم هذه البيانات صحة مثل هذا الادعاء? استخدم في الحالتين  $\alpha$ =0.05

#### في حالة الفرضية متجهة:

H0: 
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$
  
H1:  $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ 

F عما ان البيانات مستقلة إذا الاختبار المناسب هو

$$\gamma_1 = n_1 - 1$$
 = 16 = 17 - 1 = 16  $\gamma_2 = n_2 - 1$  = 15 - 1 = 14 = 15 - 1 = 14  $F = \frac{S^2}{1} = \frac{(6.4)^2}{(3.9)^2} = 2.69$ 

القيمة الحرجة F هي 44 = 2.44

بما أن القيمة المحسوبة (F=2.69) اكبر من القيمة الحرجة (F=2.69) اكبر من القيمة الحرجة (F=16.14,0.95) السندلك نسرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في جو تنافسي يؤدي الى جعل التسباين في علاماتهم أعلى وبدلالة احصائية غير مستوى  $\alpha=0.05$  مما هي عليه الحال في الجو التعاوين.

#### في حالة الفرضية غير متجهة:

$$H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
  $H1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$  (F=2.69) القيمة المحسوبة

$$F = \frac{S_{1}^{2}}{S_{1}^{2}} = \frac{(6.4)^{2}}{(6.4)^{2}} = 2.69$$
  $S_{2}^{2}$   $(3.9)^{2}$   $F = \frac{S_{2}^{2}}{S_{2}^{2}} = \frac{(3.9)^{2}}{(6.4)^{2}} = 0.37$   $S_{1}^{2}$   $(6.4)^{2}$ 

القيمتين الحرجتين للمختبر الاحصائي F وهما:

 $F(\gamma_1,\gamma_2,1-\underline{\alpha})=F_{(16,14,0.975)}=2.95$  الحد الأعلى يستخرج مباشرة من الجدول

الحد الأدبي يستخرج من العلاقة

$$\frac{1}{F(\gamma_2, \gamma_1, 1-\frac{\alpha}{2})} = F(\gamma_1, \gamma_2, \frac{\alpha}{2}) = F_{(16,14,0.025)} = 1/F_{(14,16,0.975)} = 1/2.75 = 0.36$$

بما أن القيمة المحسوبة ل F هي: 0.37 و 2.6 تقع ضمن منطقة القبول بين الحدين 2.95 و 0.36 ولذلك نقبل الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في جو تنافسي لا يؤدي الى جعل الاختلاف في التباين في علاماهم عن التباين في علامات الذين يدرسون في جو تعاويي ذا دلالة احصائية.

### 3-6 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين. مستقلين. Testing Hypothesis about Two Dependent Variances

H0: 
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$\gamma = n - 2$$

$$T = \frac{S_1^2 - S_2^2}{\sqrt{\frac{4S_1^2 - S_2^2}{n - 2}} * (1 - r^2)}$$

التباين غير المتحيز للعينة الأولى.  $S^{2}_{1}$ 

 $S^2_2$ : التباين غير المتحيز للعينة الثانية.

n : عدد أزواج المشاهدات.

r : معامل الارتباط بين المشاهدات في العينة الأولى والمشاهدات في العينة الثانية.

معال 6-6: اعتقد باحث أن التجانس في الأداء على مقياس للاتجاهات نحو المدرسة يسزداد مع تقدم الطالب في المستوى التعليمي. وبمعنى آخر يقل التباين كلما ارتفع الطالب من مستوى تعليمي لآخر. وللتحقق من صحة هذا الادعاء أجرى اختبارا للاتجاهات على عينة من الطلاب من مستوى الثالث الاعدادي ثم أعاد إجراء الاختبار على نفس العينة وهم في مستوى الثالث الثانوي. وقد كان عدد الذين اخذوا الاختبار في المرتين يساوي 74 طالباً. وكان التباين في العلامات في الاجراء الأول  $S^2_1=105$  وفي الاجراء الثاني أصبح التباين  $S^2_2=82$  ، أما معامل الارتباط بين علامات الطلاب في الاجرائين فكان  $S^2_1=105$  هل تدعم هذه البيانات صحة إدعاء الباحث؟ استخدم  $S^2_1=105$ 

الحل:

H0: 
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$
  
H1:  $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ 

التباين في الثالث الإعدادي.  $\sigma^2$ 

التباين في الثالث الثانوي.  $\sigma^2_2$ 

القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي T

$$T = \frac{S_{1-}^{2}S_{2}^{2}}{\sqrt{\frac{4 S_{1}^{2} S_{2}^{2} * (1-r^{2})}{n-2}}}.$$

$$T = \underbrace{\frac{105 - 82}{4 * 105 * 82 * (1 - 0.8^{2})}}_{\sqrt{74 - 2}} = 1.752$$

 $T_{\gamma,1-\alpha}$  القيمة الحرجة

$$\gamma = 74 - 2 = 72$$
 درجات الحرية

One Tail الاختبار بذيل واحد

 $\alpha = 0.05$  lk. lk. lk. automates  $\alpha = 0.05$ 

 $T_{\gamma,1-\alpha} = T_{72,1-0.05} = T_{72,0.95} = 1.671$ 

#### النتيجة:

بما أن القيمة المحسوبة للمحتبر الاحصائيT (1.752) أكبر من القيمة الحرجة (1.671) نرفض الفرضية الصفرية على مستوى  $\alpha=0.05$  ، ونستنتج أن البيانات تدل على أن التباين في إتجاهات الطلاب نحو المدرسة يقل مع ارتفاع مستواهم التعليمي.

#### 4-6 تماریسن Exercise

تموين (1): ضع رمز الإحابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	)	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
											الإجابة

1- يمكــن إهمــال افتــراض تجــانس التباين في اختبار T اذا تساوى عدد الأفراد في كل من المجموعتين.

T باستخدام اختبار H0:  $\sigma^2 = C$  باستخدام اختبار –2

F مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار الفرضية با $\sigma^2_1=\sigma^2_1=\sigma^2_2$  مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار

T مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار الفرضية  $H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$  مشاهدات غير مستقلة باستخدام

5- تصاغ الفرضيات الاحصائية بعد أن يتم جمع البيانات.

6- احتبار التباين بصورة عامة لا تتأثر بعدم الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.

آج اذا كانت الفرضية البديلة  $\sigma^2 = 0$  الله القيمة الحرجة للاحصائي  $\sigma^2 = 0$  المي التي العليما جدول  $\sigma^2 = 0$  مباشرة؟

 $^{\circ}$  H0:  $\sigma^{2}_{1}$  =  $\sigma^{2}_{2}$  اذا كانت n1 = n2 فلماذا نحتم باختبار الفرضية -8

تمرين ( 2 ) : ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
	•									الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

ان توزیع  $\chi^2$  یتصف بما یلی:

أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. .

ج- يكون ملتوياً التواء موجباً.

ب- يكون دائماً متماثلاً.
 د- يكون ملتوياً التواء سالباً.

2- أن توزيع T يتصف بما يلي: ب- يكون دائماً متماثلاً. أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. د- يكون ملتوياً التواء سالباً. ج– يكون ملتوياً التواء موجباً. -3 ان توزیع F یتصف بما یلی: ب- يكون دائماً متماثلاً. أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. د- يكون ملتوياً التواء سالباً. ج– يكون ملتوياً التواء موحباً. -4 إن القيمة الحرجة ( $F_{5.7.0.05}$ ) هي: د- 16.45 3.95 -f 4.88 7.46 -پ ج--5 ان القيمة الحرجة ( $\chi^2_{5.0.99}$ ) هي: د- 1.610 أ - 0.752 ب - 0.554 1.145 ج-ان القيمة الحرجة (  $T_{24,0.975}$ ) هي: -6ب- 2.069 ج- 2.069 2.060 -f د- 1.711 باستخدام اختبار:  $H_0$ :  $\sigma^2 = C$  باستخدام اختبار: -7F − ¬ ¬ Z − l  $\chi^2$  – 2  $H_0$ :  $\sigma^2$  مشاهدات مستقلة باستخدام الحتبار ......  $H_0$ :  $\sigma^2$  $\chi^2$  -> F -  $\overline{\tau}$  T -  $\psi$ 

9- عينتان مستقلتان، التباين في المشاهدات في أحد المتغيرات في الأولى =100 وعدد أفرادها= 50 والتباين في المشاهدات في نفس المتغير للعينة الثانية =64 وحجمها = 36، هل يختلف التباين في المجتمعين احصائياً؟

أ- لا، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

- بعم، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

ج- نعم، لأن F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

د- لا، لأن F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

10- يمكن إهمال افتراض تجانس التباين في احتبار T إذا:

أ- عدد الأفراد في المجموعة الأولى يساوي عدد الأفراد في المجموعة الثانية.

ب- عدد الأفراد في المجموعة الأولى أكبر من عدد الأفراد في المجموعة الثانية

ج- عدد الأفراد في المجموعة الأولى أقل من عدد الأفراد في المجموعة الثانية.

د- لاشيء مماذكر.

 $\chi^2$  (کا $^2$ ) کی من التالیة لیس من خصائص توزیع کاي تربیع (کا $^2$ أ- يأخذ قيماً سالبة.

-1 القيمة العظمى للاحتمال فيه 68 من الحالات) تنحصر بين

ج- ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بازدياد درجات الحرية.

د-ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

..... اختبار الفرضية  $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$  مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار  $H_0$ :  $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$ 

 $\gamma^2$  -د

ب- T <del>- ج-</del>

7. -1

 $\chi^2$  في توزيع  $\chi^2$  إن القيمة العظمي للاحتمال التي تنحصر بين  $\chi^2$  هي:

0.99 - 2 0.95 - 7 0.68 - 9

14- اذا كـان الانحراف المعياري للمجتمع - 2.5 ، وكان الانحراف المعياري للعينة=2.13

وعدد العينة=11 ومستوى الدلالة=0.01 فإن قيمة  $\chi^2$  المحسوبة تساوى:

0.99 - 0.95 - 0.68 - 0.34 - 0.34

15- اذا كـان الانحراف المعياري للمحتمع = 2.5، وكان الانحراف المعياري للعينة=2.13

وعدد العينة=31 ومستوى الدلالة=0.01 فإن قيمة  $\chi^2$  الحرجة تساوى:

أ- 20.599 ب- 16.306 -- 18.493 د- 20.599

# ٳڶڣؘڞێڶٵڵڛۜٙٵ<u>ڹۼ</u>

# اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

- 7-1 مقدمة
- 2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
- 3-7 اختـبار الفرضـيات حـول الفـرق بـين معاملـي ارتـباط مستقلين،
- 7-4 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة.
  - 7-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
    - 6-7 تمارىيىن Exercise

# ٳڶڣؘۘڞێڶٵڶڛۧؾٵڹۼ

# اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

#### 7-1 مقدمة

الارتباط Correlation

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين الظواهر، كالعلاقية بين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الجامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف من تحليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو  $X_i$  Variable من المتغيرات المستقلة Independent Variables ) مع المتغير التابع  $Y_i$  Dependent ( $Y_i$ ) من عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

- قياس الارتباط Measures of Correlation

1- رسم شكل الانتشار Scatter Plot.

2- القياس الكمى للارتباط Quantitative Measure

معامل الارتباط الخطى البسيط Simple Linear Correlation

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient

معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتجاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

$$\frac{(\omega - \omega)(\omega - \omega)}{2(\omega - \omega)} = 0$$

التحليل الإحصائي

$$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}} = \frac{\sum (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}}) (\mathbf{Y} - \overline{\mathbf{Y}})}{\sqrt{\sum (\mathbf{x} - \overline{\mathbf{x}})^{2} \sum (\mathbf{y} - \overline{\mathbf{y}})^{2}}}$$

$$\mathbf{r}_{xy} = \frac{\Sigma Z_x Z_y}{\mathbf{n}}$$
  $\mathbf{r}_{xy} = \mathbf{r}_{xy} = \mathbf{r}_{xy}$ 

$$(\sqrt{2} - \sqrt{2} - \sqrt{2}) - (\sqrt{2} - \sqrt{2}) - \sqrt{2} - \sqrt{2}) = 0$$

$$\sqrt{2} - (\sqrt{2} - \sqrt{2}) - \sqrt{2} - \sqrt{2} - \sqrt{2} - \sqrt{2}) = 0$$

$$\sqrt{2} - (\sqrt{2} - \sqrt{2}) - \sqrt{2} - \sqrt{2$$

$$\mathbf{r} = \underline{\mathbf{n} (\Sigma \mathbf{x} \mathbf{y}) - (\Sigma \mathbf{x}) (\Sigma \mathbf{y})} \\ \sqrt{[\mathbf{n}(\Sigma \mathbf{x}^2) - (\Sigma \mathbf{x})^2]} \sqrt{[\mathbf{n}(\Sigma \mathbf{y}^2) - (\Sigma \mathbf{y})^2]}$$

$$\frac{\overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*}}{2 \, \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*} \cdot \overline{\omega}_{*}} = 0$$

$$r = (\sum xy) - n \, \overline{X} \, \overline{Y}$$

$$[\sqrt{(\sum x^{2}) - n \, \overline{X}^{2}}] \, [\sqrt{(\sum y^{2}) - n \, \overline{Y}^{2}}]$$

\* الشروط الواجب توافرها لاستخدام معامل ارتباط بيرسون

- 1. وجود علاقة خطية بين المتغيرين.
- 2. يجب أن تكون العينة عشوائية وقيم أفراد العينة مستقلة عن بعضها البعض.

#### \* تقييم قيمة معامل الارتباط Correlation Coefficient Evaluation

جدول (24): تقييم قيمة معامل الارتباط حسب تصنيف (Hinkle and Others, 1979)

التفسير	الفئة
منخفض جداً	من 0.00 – أقل من 0.30
منخفض	من 0.30 — أقل من 0.50
متوسط	من 0.50 — أقل من 0.70
عال	من 0.70 – أقل من 0.90
عال جداً	من 0.90 — أقل من 1.00

<sup>(</sup>Hinkle and Others, 1979) تصنيف (خليل الخليلي) \*

#### ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يـــستخدم معامـــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين توتيبيين Ordinal.

$$\frac{1}{(1-2)}$$
 ن  $\frac{6}{(1-2)}$ 

$$r = 1 - \underbrace{\frac{6 \sum d^2}{n (n^2 - 1)}}_{\bullet}$$

حيث: d تعني الفرق بين رتبة X ورتبة Y

ج- معامل ارتباط إيتا Eta η بين متغيرين كل منهما متصل والعلاقة بينهما انحنائية.

#### د- معامل التوافق (م ت) Contingency Coefficient (CC)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل، ولكن ليس بالضرورة أن يكون أي منهما منفصلاً ثنائياً، يمكن أن يستخدم عندما تكون عدد الفئات في أحد المتغيرين أو كليهما أثنين أو أكثر، معامل ارتباط بين متغيرين أحدهما أو كلاهما ينقسم إلى أكثر من حالتين، وقد يكون أحد أو كلا المتغيرين وصفية.

#### هــ- بایسیریال رتبی (ردر) (Rank Biserial (rrb)

معامـــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين ثنائي منفصل والآخر متغير رتبي. مثل علاقة نجاح أو فشل الطالب في دراسته والمستوى الاقتصادي لولي الأمر.

#### و- تتراشورك (رت ت) Tetrachoric (rt)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل بالتحويل.

#### : Coefficient of Association (rA) ز- معامل الاقتران

يــستخدم عــندما تكــون بــيانات كلا المتغيرين X, Y أو أحدهما غير قابلة للترتيب التصاعدي أو التنازلي، وكان عدد الحالات التي فيها كل من المتغيرين هي حالتين فقط.

#### ح- معامل ارتباط بایسیریال (رب) Biserial (rb)

معامـــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين يقع على مقياس فئوي أو مقياس نسبي والآخر متغير ثنائي منفصل ولكن بصورة غير طبيعية.

### ط- معامل ارتباط بوينت بايسيريال (ردد) Point Biserial (rpb)

معامـــل ارتباط بين متغيرين بحيث يكون أحد المتغيرين منفصلاً ثنائياً بصورة طبيعية مثل متغير الجنس والمتغير الثاني يقع على مقياس فئوي Interval أو مقياس نسبي Ratio مثل متغير الذكاء.

### $r_{pb} = [(Y'_2 - Y'_1)/S_y] (\sqrt{pq})$

#### Phi ( $\Phi$ ) ارتباط فاي المامل ارتباط فاي

معامـــل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل ثنائي بصورة طبيعية Dichotomous، ويقع هذين المتغيرين على مقياس اسمي ( Nominal ).

يحسب معامل ارتباط فاي (  $\Phi$  ) بالمعادلة التالية:

$$\Phi = \frac{Pl_{xy} - Pl_x Pl_y}{\sqrt{Pl_x Pl_x Pl_y Pl_y}}$$

. نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغيرين  $P1_{xy}$ 

 $_{
m X}$  نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغير  $_{
m X}$ 

y نسبة الأفراد أصحاب العلامة y على المتغير : y

 $_{
m x}$  : نسبة الأفراد أصحاب العلامة  $_{
m 0}$  على المتغير  $_{
m x}$ 

y نسبة الأفراد أصحاب العلامة y على المتغير y

#### معامل التحديد Determinant Coefficient التباين المفسر أو المشترك r2

#### 2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.

لمعرفة ما اذا كانت معاملات الارتباط التي نستخرجها بين متغيراتنا ذات دلالة احصائية ام لا.

ما المقصود بعبارة "ان معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة احصائية"؟

ان هـذه العبارة استدلال احصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية  $\rho=0$  وهي تعـين ان معامـل الارتـباط في المجتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر، ورفض هذه الفرضية الـصفرية يعني ان قيمة معامل الارتباط في المجتمع تختلف عن الصفر اختلافاً جوهرياً، أي ألها لم تنشأ عن خطأ المعاينة.

 $H_0$ : ho=0 يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية r يتخذ شكل توزيع r بدرجات حرية r عرية r محيث r هي حجم العينة.

$$T = \frac{r}{\int \frac{1-r^2}{n-2}}$$

مشال 1-14: وجد في احدى الدراسات ان معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاجتماعي والتحصيل = 0.4 عند استخدام عينة عشوائية حجمها = 0.4 طالب، فهل هذا المعامل يختلف جوهرياً عن الصفر؟

 $H_0$ :  $\rho = 0$ 

 $H_1: \rho \neq 0$ 

$$T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{1-0.4^2}{30-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{0.84}{28}}} = \frac{0.4}{0.1732} = 2.31$$

 $T_{28,0.975} = 2.048$  القيمة الحرجة

النتيجة: نرفض الفرضية الصفرية لأن القيمة الحرجة للمختبر الإحصائي 2.048 أقل من القيمة المحسوبة 2.31، ونقول أن معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاجتماعي والتحصيل القيمة المحسوبة 2.31 كان ذا دلالة إحصائية، أي يختلف جوهرياً عن الصفر؟ يمكن تحديد القيمة الحرجة لمعامل الارتباط الذي نرفض أو نقبل الفرضية الصفرية وهي:

$$r_{c} = \frac{T}{\sqrt{T^{2} + \gamma}}$$

$$\gamma = n - 2$$

T القيمة الحرجة للرفض أو القبول حسب درجات الحرية ومستوى الدلالة  $r_{\rm c}$  استخدام جداول  $r_{\rm c}$  مباشرة دون الحاجة لحساب

 $\alpha$ والقيمة مستوى  $\alpha$ 0.05 يـــدل على ارتباط ذي دلالة احصائية على مستوى  $\alpha$ 0.05 والقيمة الحرجة في الجدول هي 0.374

#### 3-7 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين. Hypotheses Testing Regarding the Difference between two independent Correlation Coefficients

$$H_0$$
:  $\rho_1 = \rho_2$ 

نستخدم اختبار Z بعد الاستعانة بعلامات فشر المعيارية.

$$Z = \frac{F_1 - F_2}{\int \frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}.$$

حيث:

n<sub>1</sub> : حجم العينة الأولى.

. علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الأولى.  $F_1$ 

n2 : حجم العينة الثانية.

F2: علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الثانية.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2$$
  
 $H_1: \rho_1 > \rho_2$ 

حيث:

. معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في محتمع الذكور.  $ho_1$ 

. معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في محتمع الاناث.  $ho_2$ 

وحيث أن ر<sub>1</sub> = 0.8 فإن 1.099

 $0.867 = F_2$  فإن 0.7 = 0.867

$$Z = \underbrace{F_1 - F_2}_{\int \frac{1}{n_1 - 3}} = \underbrace{\frac{0.867 - 1.099}{\int \frac{1}{n_2 - 3}}}_{= -1.06} = -1.06$$

#### النتيجة:

القيمة الحسرجة للمختبر الاحصائي Z على مستوى  $\alpha=0.05$  تساوي  $\alpha=1.64$  ومن الواضح أن القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي واقعة في منطقة قبول الفرضية الصفرية على هذا المستوى وبذلك نقبل الفرضية الصفرية، ونستدل على أن البيانات المتوفرة لا تدل على أن قوة العلاقة بين القدرة القرائية والتحصيل هي أقل في مجتمع الاناث عما هي عليه في مجتمع الذكور.

#### 4-7 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة. Hypotheses Testing Regarding two dependent Correlation Coefficients

 التحليل الإحصائي

 $H_0: \rho_{31} = \rho_{32}$  $H_1: \rho_{31} > \rho_{32}$ 

ρ31 : معامل الارتباط في المجتمع بين المتغير 3 والمتغير 1

ρ32 : معامل الارتباط في المحتمع بين المتغير 3 والمتغير 2

$$T = (r_{31}-r_{32}) \left[ \frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}} \right].$$

 $\gamma = n - 3$ 

حيث:

n: حجم العينة.

r31: معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 1 في العينة.

r<sub>32</sub> : معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 2 في العينة.

r<sub>12</sub>: معامل الارتباط بين المتغيرين 1، 2 في العينة.

مثال 14-3: اعتقد باحث أن التحصيل يرتبط بدرجة أقوى بالقدرة القرائية منه بالقدرة الكتابية في مستوى الابتدائي. ولأجل ذلك طور اختبارين أحدهما يقيس القدرة القرائية والآخر يقيس القدرة الكتابية ثم طبقهما على عينة مؤلفة من 67 طالباً. وفي نهاية الفصل الدراسي سحل معدل هؤلاء في المدرسة كمؤشر للتحصيل. ولدى حساب معاملات الارتباط بين هذه المتغيرات حصل على القيم التالية:

معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة القرائية = 0.8

 $r_{32}$  معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة الكتابية = 0.65

 $r_{12}$  0.5 = معامل الارتباط بين القدرة القرائية والقدرة الكتابية

فهل تدل البيانات على صحة ادعاء الباحث؟

المتغير المشترك 3 هو التحصيل، المتغير 1 القدرة القرائية، المتغير 2 القدرة الكتابية.

 $H_0$ :  $\rho_{31} = \rho_{32}$ 

 $H_1: \rho_{31} > \rho_{32}$ 

 $T = (r_{31}-r_{32}) \left[ \frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}} \right]$ 

$$T = (0.8-0.65) \int \frac{(67-3)(1+0.5)}{2(1-(0.8)^2-(0.65)^2-(0.5)^2+2*0.8*0.65*0.5)} = 2.28$$

y = n - 3 = 67 - 3 = 64

 $T_{64,0.95} = 1.67$ 

نرفض الفرضية الصفرية على مستوى P<0.05 ونستنتج أن البيانات لا تدل على عكس ما يدعيه الباحث. اذا كان معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة القرائية أعلى منه بين التحصيل والقدرة الكتابية.

## الأساليب الإحصائية المناسبة لدراسة العلاقة وفقا لعدد المتغيرات.

العلاقة بين متغيرين	العلاقة بين مجموعة من المتغيرات المستقلة ومجموعة من المتغيرات التابعة	مجموعة من المتغيرات	أساليب دراسة العلاقة بين
مع ضبط الثالث		المستقلة ومتغير تابع واحد	متغيرين
Partial Correlation Part correlation	Canonical Correlation	Multiple Linear regression Discriminate Function	Person's Correlation Rank- Correlation Sperman Rho Kendall's tau Biserial Correlation Widespread Biserial Correlation Point-Biserial Correlation Tetrachoric Correlation Phi Coefficient Contingency Coefficient Correlation ratio

## أساليب حساب العلاقة المناسبة وفقا لمستوى القياس للمتغيرين:

المقاييس المناسبة	المتغير الثاني	المتغير الأول
Pearson product Moment Correlation . r.) معامل بيرسون		
Coefficient —حاصل ضرب العزوم- (إذا كانت العلاقة خطية).	فئوي أو	
نــسبة الارتــباط Correlation Ratio (معامل ايتا ) إذا كانت	نسبي	فتري أو نسبي
العلاقة غير خطية)	-	

معامل سليرمان لارتباط الرتب Spearman's Rank		
Correlation Coeficient إذا كان المطلوب قياس الاقتران ووزن		
الرتب بميزان فتري.		
معامـل كانـدل تـو لارتـباط الـرتب Kedall's Tau Rank	رتبي	رتبي
Coefficient (لقياس الاقتران مع عدم وزن الرتب بميزان فتري).	- !	-
معامـــل الاقتـــران لجـــودمان وكروســكال Gooddman and		
.Kruskal's Coefficient of Ordinal Association		
معامل التنبؤ المتماثل لجتمان		
معامل فاي ، معامل الاقتران ليول، معامل التجمع ليول (عندما يشمل		
كل متغير على قسمين).		
معامل الاقتران لبيرسون.	اسم	اسہ
معامــل الــتوافق التــصاحب- Contingency عندما يكون أحد	اسمي	اسمي
المتغيرين أو كليهما متعدد الفئات.		
معامل تتراشورك Tetrachoric Coefficient : يستخدم إذا كان		
مستوى القياس في المتغيرين متصلة ثم حولت إلى اسمية.		
معامـــل وليكوكسون للاقتران (إذا لم يكن هناك تمييز بين المتغير المستقل		
والتابع) .		
معامـــل وليكوكـــسون لإشارات الرتب إذا كان هناك تمييز بين المتغير	رتبي	اسمى
المـــستقل والتابع. (هناك معامل خاص عندما يتكون المتغير الاسمي من	ر بي	٠٠٠
قسمين، و أخر عندما يتكون المتغير الاسمي من اكثر من قسمين).		
رتب بایسیریال Rank Biserial.		
نسبة الارتباط (مع افتراض التوزيع الاعتدالي للبيانات، وان يكون المتغير		
التابع هو المتغير الفتري.		
. Point Biserial Correlation بوينت بايسيريال	فئوي أو	اسمى
بايسيربال Biserial Correlation (عندما يكون المتغير الاسمي	نسبي	پ ا
أصلا متصلا ولكنه حول إلى اسمي كتحويل درجة مفهوم ذات سالب و		
موجب والتعامل معها كمتغير اسمي أو ثنائي		
معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن Jaspen Coefficient of	_	
Multi-serial Correlation (شرط اعتبار المتغير الرتبي متغير متصل	فئوي أو	رتبي
يأخذ التوزيع الاعتدالي).	نسيي	
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Biserial Correlation		

معامل فاي .		
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل( عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي	فئوي أو	ثنائي (1-0)
ويكون المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).	نسبي	Dichotomous
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا).		
Point Biserial Coefficient معامل الارتباط الثنائي المتسلسل		
Correlation ( عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي ويكون		
المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).		
معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (فاي) Fourfold Phi	تنائى	ثنائى
Correlation (الثنائية غير حقيقية واعتبارها متصلا).	ي	ي
معامل الارتباط الرباعي Tetrachonic Correlation.		
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا).		
الانحدار الخطي (عند التميز بيم المتغير المستقل والتابع، العلاقة خطية،		
الهدف التنبؤ).		
الانحدار المنحني (عند التمييز بين المتغير التابع والمستقل، العلاقة غير	ا فئو <i>ي</i>	فئوي
خطية، الهدف التنبؤ).	سري	سري ا
نسبة الارتباط (عندما لا يكون هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع،		
علاقة غير خطية، ليس الاقتران هدفا للقياس.		

## 7-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 9: إذا كان غرض الباحث هو حساب معامل الارتباط بين جنس المفحوص (sex) ونــوع الإجابــة عن سؤال من بديلين (Agreement) لمجموعة من 10 طلاب من الجنسين، وكانت الإجابات كما يلي:

	st_no	sex	agrement
1)	1	1	1
. 2	2	1	1
3	3	1	0
- 4	4	0	1
	5	0	0
· 6	б	1	0
7	7	1	1
- 8	8	1	1
9	9	0	0
10	10	0	Q

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...

Anger and great and other residue from the control of the control	Applemental contrasting about page	Tend #B	Panie
:	Constitution of the Consti	Selementuli Selementu	Flore of the second construction of the second c
	Propried Falls or comment	4. <b>1.</b> 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1.	#16 and an article and a second
- Okuphay chiangad kar cm. - Okuphana cablen			

ضع متغير sex في نافذة :(Row(s) وضع متغير agreement في نافذة :(Column(s) ثم اضغط زر Statistics تظهر الشاشة أدناه:

i Chi-un	Center.		r e	erra la libra	随	Condinue
thomalersi Cambi	igicales/ care	i Belend		Period Tearnarum		Chricul
Pall wa	d Crantier	n W	j. j. i	Suenace":	1	Майр
A Leanth			ketta 1165. Pr	ine dell's		
	toliny ii.el	11440414		dayan dayat ba	Republicania	
Tiom in al	Rige Bullionwa	and place and detection of the second description	, i k	echtar en		
r Ein				la akc		
				cheen or		
i 45-u-chines	क्षा क्षामा स्थित	andel-Haen Kritania	化自动键 合金數			

نخــتار Phi and Cramer's V ثم نــضغط زر Continue ثم زر Ok فتظهــر شاشة المخرجات أدناه:

Case Processing Summary

	Cases						
	Valld		Missing		Total		
	j\$d	Percent	N	Percent	M	Percent	
SEX* WSHEMENT	10	1000%	Ũ	.0%	10	100.0%	

#### Symmetric Measures

		Value	Approx Sig.
Morninal by	Phi	.408	197
Maminal	Cramer's V	.408	.197
N of Valid Cases	i	10	

- a. Not assuming the null hypothesis.
- Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

التعليق: يشير معامل الارتباط إلى وحود علاقة ايجابية بين جنس الطالب ونوع الإحابة، حسيث تفسر أن الطلاب الذكور يميلون إلى الموافقة نحو فكرة معينة بينما تميل الإناث إلى عدم الموافقة.

مثالy إذا علمت أن علامة طالب في مادة الإحصاء Stat هي x وعلامته في مادة الرياضيات Math هي y . فهل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟

$$X = 5, 4, 2, 1$$
  
 $Y = 7, 6, 3, 4$ 

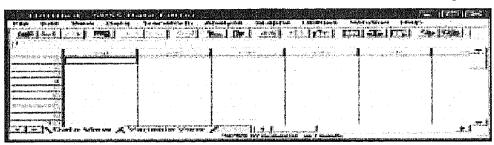
-1 هل تعتقد بو جو د علاقة بين العلامتين؟ و لماذا؟

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

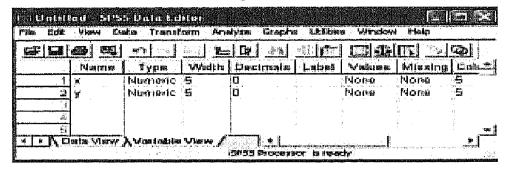
3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

Start- Programs-SPSS for Windows-SPSS10.0 for Windows-Type in data- Ok

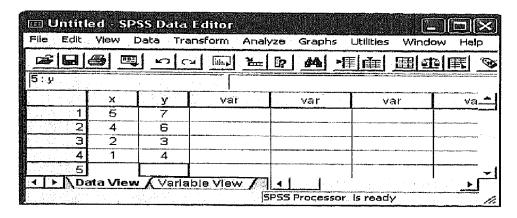
تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



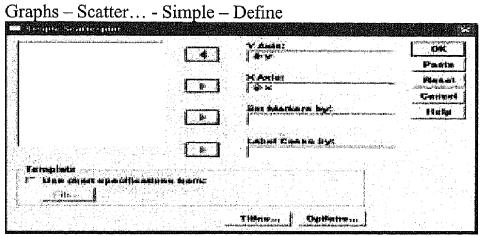
الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرين y ، x انقر على Wariable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه



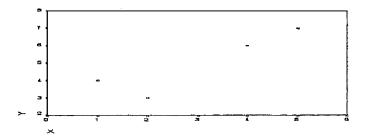
إدخال البيانات Data Input



1- هل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟ ولماذا؟ للإحابة على هذا السؤال نقوم برسم شكل الانتشار



ثم نضغط زر OK فيظهر شكل الانتشار كما هو موضح أدناه:



شكل الانتشار يدل على وجود علاقة طردية

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

اختر المتغيرين الكميين x, y وانقلهما الى نافذة :Variables و x, y بالنقر على مربعهما من Spearman و Spearman بالنقر على مربعهما

#### Correlations

					(		Y		
×	Pea	rson	Correlation	1	.000		.900		
	Sig.	(2-ta	ailed)				.100		
	N			4			4		
Υ	Pea	rson	Correlation	.900			1.000		
	Sig.	(2-ta	ailed)	.100					
	N			4			4		
					×		Ÿ		
Spearman's	rho	×	Correlation Co.	efficient	1.0	00	.800		
			Sig. (2-tailed)		. ;		.200		
			N			4	4		
		Y	Correlation Co	efficient	.8	00	1.000		
			Sig. (2-tailed)		.2	00			

مثال: حساب معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlation

انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:

# استخدم مفهوم العلاقات مع الآخرين

المتغيرات: العلاقات مع الزملاء Friends، العلاقات مع الطلاب Students، العلاقات مع المدراء Managers، العلاقات العامة General

### سؤال الدراسة:

هـــل اعـــضاء هيئة التدريس الذين لديهم علاقات عالية في احد المحالات، يكون لديهم علاقات جيدة في الابعاد الأحرى اذا كان لديهم المستوى نفسه من العلاقات العامة.

\* ادخال البيانات Input Data

	# jurnele	sludents	managara	ganasa
<ul> <li>And Procuper of Land of the Annual Conference</li> </ul>	- E3	Ľ.		. H
	js.	. F	. 15a	i p
to Carlo de 1995	- 4	3		4
	<b>7</b>	7	<b>数</b>	
		1 6	الأس ف	· Mi
CONTRACTOR	10	8	) ICI	iii iii
menters and the state of	i ir	t e		- 14
Л	71	A	<b>"</b>	ri i
	· 4	선	-4	e e
19	<b>F</b>	7	<b>F</b>	7

Analyze – Correlate – Bivariate...

Teresitato Carrelata	A secretary and the secretary of the sec	Control of the Contro
	े स्वाप्त का अपन्य के प्राचेत्रकारक के प्राचेत्रकारक के प्राचेत्रकारक	Occasional Control Con
		Commission 8
Carespoon Caaffio C Penessas (* )	Kandalia 1911-1   Theoman	
Twen of Significances	그들은 것 하다는 한 발하지만 아이들만 나라한다. 마만 들어 느 그러도 보는 그는 것은 것은 말하다 하는 바만 나무를 그는 차면서는 생각을 하는 말이 받아 바다 한 때 온 나는 사는 감식을 받는 걸음 그 그는	

انقل المتغيرات الى نافذة :Variables

انقر مربع الاختيار لمعامل ارتباط Person

Means and standard deviations أم انقر مربع اختيار Options... أنقر زر

	atistics						S. 1		# 14 m	- 1		
(55,000)		W 1.54 57554				STATE					Cont	tinue
J	Means	The same of the same	The second second	1000	56. 6	a managina in	1000				Car	ncel
	Cross-	prodi	ıct de	:viæti	ons:	and	cov:	ariar	CCS		LI.	=lo
		1211197									* **	# <b>* *</b> * * * * * * * * * * * * * * * * *
8 hijisi /10	ssing \	THE PERSON NAMED IN	Carry College Street			KKH!		4413 D				
-71.17.24	Exclud	St. Million Satisfied	CONTRACT TO A	lava i bota di ja	24 500000							
	E≍clud	le cas	es III	stwis:				30 mg 10 mg				

انقر زر Continue، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:

### Correlations

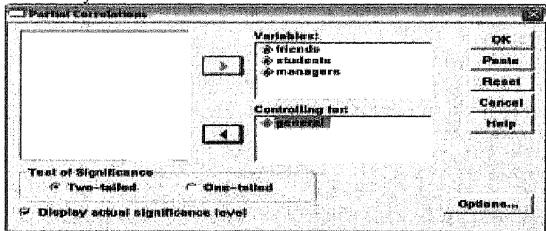
Descriptive Statistics 4	الثنى تم إختياريد	الوصيفية للمنغيرات	الاحصاء ات
--------------------------	-------------------	--------------------	------------

	Mean	Std. Deviation	N
FRIENDS	5.60	2.066	10
STUDENTS	6.10	1.853	10
MANAGERS	5.90	2.1 32	10
GENERAL	6,50	1.509	10

		FRIENDS	<b>BTUDENTS</b>	MANAGERS	GENERAL
FRIENDS	Pearace Correlation	1	912	924***	.870
	Reg (24alloci)		000	O (N)	(II) 4
	N	at a	10	10	10
STUDENTS	Pearson Correlation	912	đ	.790°°	.831
	등 g. (과 almd)	.000		.00%	.000
	N	10	11 (2	10	10
Managere	Pearson Correlation	924***	.79 <i>0</i> **	1	.970
	Ord (5-talled)	000	.006	,	09:
	ы	מו	to	10	10
OLINERAL	Pearson Constallon	.930**	934**	.07.3*	the state of the s
	8øg. (24alled)	2004	000	033	
	N	10	160	10	10

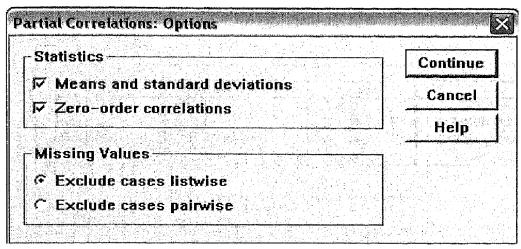
Cornelation is significant at the 0.01 level (2-salled).

Analyze - Correlate - Partial



ضم المستغيرات friends, students, managers في نافذة:Variables وضع المتغير وضع

<sup>\*</sup> Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).



انقر مربعي Means and standard deviations و Means and standard deviations انقر زر Continue ، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المحرجات أدناه:

### **→ Partial Corr**

Variable	Mean	Standard Dev	Cases
FRIENDS	5.6000	2.0656	10
STUDENTS	6.1000	1.8529	10
MANAGERS	5.9000	2.1318	10
GENERAL	6.5000	1.5092	10

المتوسطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد

and the state of t	E" Whale 'in oh tel abate			
	frience	2TUCENTS	Hemicke	Semepal.
PRESUDE	1,100,000	. #P1.1#	林安安德。	.0199
	r op	(8. ) r- ,000	t- 'aca ( s)	( 81 . P004
STUDENTS	.5116	a. Dood	,7904	rece.
-	l Chi	j dj	i Al Room a	( 01 ()000, ≈4
Managere		.7301	1.0000	. 6734
	p= .DCD	1 81 P= .85a	( Ol	(8 ) (20) = 4
GENERAL.	. Dy 43	, paso	.6734	្ <sub>ម</sub> ដោលប្រជា
	4 455 %	1 148 5	e Sell b	i era

(Committeetent / [D.F.) / 2-twilled Significance)

 $<sup>\</sup>sigma$  . " is printed if a mostficient manner be computed in

### معاملات الارتباط الثنائية Zero-Order Correlations

- - PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS - -

Controlling for.. GENERAL

	FRIENDS	STUDENTS	MANAGERS
FRIENDS	1.0000 ( 0)	.7127 ( 7)	.8774 ( 7)
	P= .	P= .031	P= .002
STUDENTS	.7127 ( 7)	1.0000 ( 0)	.6107
	P= .031	P= .	P= .081
MANAGERS	.8774 ( 7) P≃ .002	.6107 ( 7) P= .081	1.0000 ( 0) P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

# معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlations

#### النتيجة:

تم حساب المتوسطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد Zero-Order لكل مستغير مسن المتغيرات، كما حسبت معاملات الارتباط الثنائية Correlations فياذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط يكون مقبولاً إحسطائيا، وقد حسبت معاملات الارتباط الجزئية Correlations فياذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط الجزئي تكون مقبولة إحصائيا، أما إذا كانت قيمة مستوى الدلالة أكبر من المستوى المقبول 0.05 فإن قيمة معامل الارتباط الجزئي تكون غير مقبولة إحصائيا ويمكن إقرار عدم وجود علاقة بين المتغيرين.

وحتى نقلل من احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة (الخطأ من النوع الأول) يجب تعديل مستوى الدلالة ليصبح 0.05 مقسوماً على عدد معاملات الارتباط المحسوبة (3 في

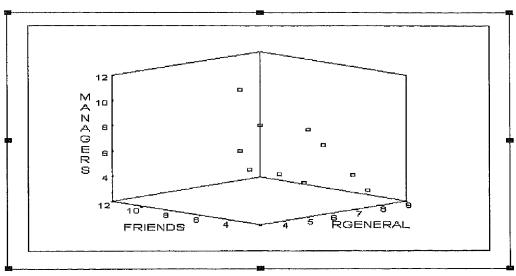
هذا المثال) لتصبح 3/0.05=0.0167، وباستخدام هذا المعيار فإن معاملات الارتباط الجزئية بين Friends و Manager هو الارتباط الجزئي المقبول إحصائيا من اصل الارتباطات المحسوبة.

# استخدام الرسوم البيانية لتوضيح النتائج

لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot

e general	P PAGE OK	
	M Add at Rubb	-
	Accompanies Annual Annu	economic and the
	Z-Action company	area pi
	Sect Markers by:	energy of
	Label Casen by	
Г <b>артар (з Ка</b>		
r angeze C'Usis chan speci	inabuma femmi	
1111		
	Tributa. Outling.	ir S

انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:



لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot

.Exercise

# 7-6 تماریــن

س1: ضع رمز الإحابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

L=2~X-0.2 , عرف المتغيران X , Y فكان -0.65 ، عرف المتغيران X , YM=-3 X+0.3 فإن معامل الارتباط الجديد بين L.M هو:

$$0.65 - 1$$
  $(0.65 - 1) - 1$   $(0.85 - 1) - 1$ 

$$(0.35-)$$
  $-$ <sup>1</sup>

 $\Sigma(y-y')^2 = 81$  ، و کان  $\Sigma(x-x')^2 = 36$  ، و کان  $\Sigma(x-x')$  ، و کان  $\Sigma(y-y') = 27$ 

 $r_{xy} = r_{xy}$  فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي

3- احدى القيم التالية يمثل معامل ارتباط سلبي عال جداً:

$$(0.99)$$
 -  $(0.98-)$  -  $(0.9$ 

$$(0.7-)$$
 -f

4 إذا كانت قيم X كلها 5,5,5,5,5,5 وقيم Y كلها 3 كلها 3 كلها 3ارتباط سبيرمان=

$$1 - f$$

5- إذا أردنا قسياس قسوة العلاقة واتحاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

6- إذا أعطيت بيانات عن متوسط درجات الحرارة وكمية الاستهلاك من الكهرباء خلال 50 يوم من أيام الصيف فإنه يمكن القول أن اتجاه العلاقة بين المتغيرين:

7- نوع الارتباط بين مساحة المربع وأبعاده هو:

أ- تام، بسيط ب- غير تام، بسيط ج- غير تام، متعدد د- تام، متعدد

8- عند حساب معامل الارتباط بين لون العيون ل (50) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط (0.9) فإنه يمكن تفسير هذا الارتباط القوى ل:

أ- التأثر بمتغير ثالث فقط ب- التأثر بأكثر من متغير ج- العلاقة التبادلية د-عامل الصدفة
 9- القيمة التي تمثل أقوى معامل ارتباط عكسى مما يلى هو:

ا - (2-) - (0.90-) - (0.7-) ب - (0.7-) د - (1.5-)

الله عامل المعامل المتباط بيرسون بين متغيرين فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك يدل على:

أ- خطأ في الحساب ب- عدم و جود ارتباط ج- طردي تام د- عكسي تام

11- إذا كـــان بحمـــوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

(0.43) -> (0.57-) -(0.43-) -(0.43-) -(0.43-)

وكان  $\Sigma(y-y')^2=4$  ، وكان  $\Sigma(x-x')^2=9$  ، وكان  $\Sigma(x-x')^2=5$  ، وكان  $\Sigma(y-y')=5$  ، فإن  $\Sigma(y-y')=5$  ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي  $\Sigma(y-y')=5$  ، وكان كان  $\Sigma(x-x')^2=5$ 

 $\Sigma \ d^2$  فإذا كانت n=10 ، فكان 0.6 فإذا كانت 10 ، فإن 10 في الماء معامل ارتباط سبيرمان بين

r1=0.6 , r2=0, r3=0.43 , r4=-0.9 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن أقوى علاقة هو:

س2: البيانات في الجدول أدناه هي لعينة من نزلاء الفندق حجمها n=10 تخص فترة إقامة كل نزيل في الفندق بالأيام Xi ومعدل الأجور في اليوم بالدينار Y والمطلوب:

تكلفة اليوم بالدينار Y	الإقامة بالأيام X	رقم التريل
6	100	1
10	80	2
15	30	3
20	10	4
12	90	5
11	60	6
30	20	7
5	95	8
25	15	9
8	50	10

1. رسم شكل الانتشار بين X,Y

2. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين فترة الإقامة Xi ومعدل الأحور بالدينار Y

س3: الجــدول التالي يضم بيانات تخص أعمار عينة من الموظفين X1 والخبرة الوظيفية بالسنين X2 والراتب الشهري بالدينار Y والمطلوب:

الراتب الشهري Y	سنوات الخبرة X2	العمر بالسنوات X1	مسلسل
150	2	25	1
170	4	30	2
190	5	32	3
200	7	35	4
220	8	37	5
250	10	40	6
300	12	45	7
350	15	50	8
370	18	55	9
500	20	60	10

- 1. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين سنوات الخبرة X2 والراتب الشهري Y
  - 2. إيجاد معامل الارتباط المتعدد R
  - 3. إيجاد معامل ارتباط الجزئي ry2.1 و r21.y مع تفسير النتائج.

س4: اجري بحث عن العلاقة بين طول لاعب كرة السلة والقدرة على التسجيل لدى عينة من اللاعبين، والباحث يفترض أن العلاقة هي نتيجة اللياقة البدنية، بمعنى أن اللذين يتدربون أكثر تصبح لديهم قدرة اكبر، ولفحص الفرضية تم تدوين بين طول اللاعب وقدرته على التسجيل لدى 10 لاعبين، كما قام بتدوين عدد الساعات الأسبوعية التي يستغرقها اللاعب في التمرين، إذا أراد الباحث فحص العلاقة بين طول اللاعب والقدرة على التسجيل بعد استبعاد أثر عدد ساعات التمرين (بافتراض أن جميع اللاعبين يتدربون العدد نفسه من الساعات.

عدد ساعات التمرين	القدرة على التسجيل	طول اللاعب
20	20	180
20	18	185
20	22	190
20	17	200
20	15	188
20	20	189
20	25	201
20	16	195
20	20	197
20	22	202

# إلفقط المالية المتنافية

# اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

8-1 اختبار الفرضيات حول النسب

8-2 اختبار الفرضيات حول نـسبة واحـدة

8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة

8-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

8-6 تماریسن Exercise.

# الفَصْيِلِ الثَّامِيْنِ

# اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

# 1-8 اختبار الفرضيات حول الـنـســب Hypothesis Testing Regarding Proportions

يستخدم لإصدار تعميمات تتعلق بالنسب، وتستخدم للظواهر التي لا يمكن قياسها ولكن يمكن تعامل معها هي متغيرات يمكن تقدير نسبة وقوعها. وهنا لا بد ان نتذكر أن المتغيرات التي نتعامل معها هي متغيرات تصنيفية يعنى الها تقع في المستوى الاسمى Nominal من مستويات القياس.

مثال: هل تختلف نسبة الموافقين على البحث التربوي باحتلاف الجنس؟

مثال: هل تختلف نسبة المعاقين في الأردن عن نسبتهم في سوريا؟

في حالة المحتمع:

يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في المجتمع بالرمز P وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع بـــ Q وهي نسبة الفشل، وهي (1-1).

أما في حالة العينة:

يرمز لنســـبة وقـــوع الظاهـــرة في العينة بالرمز 'p وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة بالرمز P وهي نسبة الفــشل.

# 2-8 اختبار الفرضيات حول نسبة واحدة Single Proportion (P)

•اذا كانت الفرضية غير متجهه

نسبة الحاصين على شهادات عليا في المجتمع الأردني.

نسبة وحدات الإنتاج الصالحة في مصنع معين.

n(n-1)>=0 وكذلك n>=5 وعدما تصبح n(n-1)>=0 وكذلك n>=5

 $\sigma L = \sqrt{n(1-n)}$  ويكون الخطأ المعياري للتوزيع

 $Z = \underline{\mathbf{p'} - \mathbf{P}} \sqrt{\mathbf{PQ/n}}$ 

حيث أن: n : حجم العينة

نسبة وقوع الظاهرة في العينة ب 'p وهي نسبة النجاح.

نسبة وقوع الظاهرة في المجتمع ب P وهي نسبة النجاح.

نسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع ب Q وهي نسبة الفشل، وهي (P-1).

مثال8-2: يدعي احد المصانع بأن ما لا يقل عن 94% من إنتاجه مطابق للمواصفات المطلبوبة، وللتأكد من صحة هذا الادعاء أحدت عينة من إنتاج المصنع حجمها 100 وحدة وبعد فحصها وحد بأن 90% منها كانت مطابقة للمواصفات. فهل تدعم هذه النتيجة ادعاء المصنع بمستوى دلالة = 0.05

Ho:  $P \ge 0.94$ 

 $H_1$ : P < 0.94

 $Z_{0.05} = 1.64$  القيمة الحرجة

$$Z = \underline{p' - P} = 0.90 - 0.94 = -0.04 = -1.7899 = -1.79$$
  
 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.94)(0.06)/100} = 0.02234$ 

النتسيجة: بما أن القيمة Z المحسوبة (1.79-) أقل من القيمة الحرجة 1.64 نقبل الفرضية السيصفرية ونستنتج بأن ادعاء صاحب المصنع صحيح، وانه ليس هناك فرق جوهري بين نسبة المجتمع P ونسبة العينة P عند مستوى الدلالة Q0.05

مثال 8-2: يتوفر في الأسواق دواء وعلى أساس نسبة نجاحه في تخفيض توتر الأعصاب هي 60% وظهير دواء جديد لنفس المرض كان قد تم تجربته على عينة تتكون من 100 شيخص ودلت النتائج على شفاء 70 شخصاً منهم باستخدام هذا الدواء الجديد. فهل يمكن الاستنتاج مين أن الدواء الجديد هو أفضل من النوع المتوفر في الأسواق عند مستوى معنوية 0.05

الحل:

Ho: P = 0.6H<sub>1</sub>: P > 0.6

 $Z_{0.05}=1.64$  البخدولية عند مستوى الدلالة  $\alpha = 0.05$  الاختبار بذيل واحد،  $Z_{0.05}=1.64$ 

قيمة Z المحسوبة:

--- الفصل الثامن: اختبار الفرضيات حول النسب

$$Z = p' - P = 0.7 - 0.6$$
 = 0.1 = 2.044 = 2.04  
 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.6)(0.4)/100} = 0.0489$ 

النتيجة: بما أن القيمة Z المحسوبة (2.04) أكبر من القيمة الحرجة (1.64 =  $Z_{0.05}$  الفرضية الصفرية  $Z_{0.05}$  القائلة أن نسبة نجاح الدواء الجديد هي  $Z_{0.05}$  ونستنتج بأن نسبة نجاحه أكثر من  $Z_{0.05}$  أي أنه أفضل من الدواء المستخدم في الأسواق.

• اذا كانت الفرضية متجهه

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{n}}$$

مسئال8-3: إذا كان من المتوقع أن تكون نسبة الإناث في الدولة المتقدمة من بين ذوي الأعمار التي تزيد عن 50 سنة تساوي 0.5 ورغب باحث في معرفة إن كانت هذه النسبة تزيد عن ذلك في الأردن.فاختارعينة عشوائية طبقية حسب المستوى الاقتصادي الاجتماعي ممن تزيد أعمارهم عن 50 سنة. وكان حجم العينة 400 شخص فوجد أن عدد الإناث في هذه العينة 242 فهل تدعم هذه البيانات ما يدعيه الباحث؟

H0: 
$$\pi = 0.5$$
  
H1:  $\pi > 0.5$   
 $\alpha = 0.05$   $Z = 1.64$  as  $Z = 0.01$   $Z = 2.34$  as  $Z = 2.42/400 = 0.605$  limits

القيمة المحسوبة

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{n}}$$

$$Z = \frac{0.605 - 0.5}{\int \frac{0.5 (1 - 0.5)}{400}}$$

$$Z = \frac{0.105}{\int \frac{0.25}{400}} = \frac{0.105}{0.025} = 4.2$$

 $\alpha=0.01$  على مستوى (4.2) الحرجة (4.4، 1.64) على مستوى Z على مستوى عكن أن نقول أن نسبة الإناث في الأردن من بين الذين تتجاوز أعمارهن 50 سنة تزيد بدلالة إحصائية مرتفعة ( P<0.01 ) عن النسبة المناضرة لها في الدول المتقدمة.

### 8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

تكون النسبتان مستقلتين إذا كانتا تعودان إلى مجتمعين مستقلين.

### مثال:

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور لوظيفة معينة إلى نسبة المقبولات من الإناث. مقارنة نسبة المصابين بالسرطان من الذكور إلى نسبة المصابات من الإناث.

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور في الجامعة إلى نسبة المقبولات من الإناث.

$$H_0: \pi_1 = \pi_2$$

النسبة في المحتمع الثاني.  $\pi_2$ 

النسبة في المحتمع الأول.  $\pi_1$ 

التقدير للخطأ المعياري لتوزيع المعاينة.  $\sigma^{\Lambda}_{
m L}$ 

$$\sigma^{\wedge}_{L} = \sqrt{\pi (1-\pi) (\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}})}$$

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2}$$

F1 : التكرار للظاهرة في العينة الأولى. F2 : التكرار للظاهرة في العينة الثانية.

n1 : عدد الأفراد في العينة الأولى. n2 : عدد الأفراد في العينة الثانية.

$$Z = \frac{L_1 - L_2}{\sqrt{1 \cdot (1 - \pi^{\wedge}) (1 + \frac{1}{n_1})}}$$

مثالُ8-4: حرى تطبيق طريقتين لتعليم مفهوم التسارع على مجموعتين عدد الأفراد في كل منها 100 وفي نهاية التدريس وجد بأن عدد الذين أتقنوا المفهوم في المجموعة الأولى =68 وأن العدد المناظر في المجموعة الثانية =54 ، فهل تختلف الطريقتان جوهرياً في نسب الذين يتقنون المفهوم في كل منها؟

 $H_0$ :  $\pi_1 = \pi_2$ 

 $H_1$ :  $\pi_1 \neq \pi_2$ 

القيمة الحرجة على مستوى  $\alpha$ =0.05 هي  $\alpha$ =0.01 وعلى مستوى  $\alpha$ =0.01 هي القيمة الحسوبة:

$$L1 = 68/100 = 0.68$$

$$L2 = 54/100 = 0.54$$

$$\pi^{\wedge} = \underbrace{F1 + F2}_{11 + 12} = \underbrace{68 + 54}_{100 + 100} = 0.61$$

$$Z = \underbrace{L1 - L2}_{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (1 + 1)}}_{n_1 = n_2}$$

$$Z = \underbrace{0.68 - 0.54}_{\sqrt{0.61 (1 - 0.61) (1 + 1)}}_{68 = 54} = 2.03$$

النتــيجة: بمــا أن Z المحــسوبة ( 2.03) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية على مستوى α=0.05 يمكن القول أن نسبتي متقني مفهوم التسارع من المجموعتين تختلفان اختلافاً ذا دلالة إحصائية (P<0.05).

 $P_1$ : نسبة النجاح في المجتمع الأول.  $P_2$ : نسبة النجاح في المجتمع الثاني.  $p_1'$ : نسبة النجاح في العينة الأول.  $p_1'$ : نسبة النجاح في العينة الأول.

$$\mu_{p'1} = P_1$$

$$\sigma_{p'1} = \int_{1}^{\infty} \frac{P_1 Q_1}{n1}$$

مشال 8-8: في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تسربوي معين كان عدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 2 هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار 2

 $\alpha$ =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=1.177 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 مستوى  $\chi^2$  وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى  $\chi^2$ 

القيمة المحسوبة:

L1 = 33/100 = 0.33  
L2 = 18/100 = 0.18  

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2} = \frac{33 + 18}{100 + 100} = 0.255$$
  
 $Z = \frac{L1 - L2}{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (1 + 1)}}$   
 $Z = \frac{0.33 - 0.18}{\sqrt{0.255 (1 - 0.255) (1 + 1)}}$ . = 1.177

#### النتيجة:

بما أن Z المحسوبة (1.177) تقع في منطقة القبول للفرضية الصفرية على مستوى  $\alpha=0.05$  ممكن القول أن نسبتي متقني مفهوم التسارع من المجموعتين لا تختلفان اختلافاً ذا دلالة إحصائية (P<0.05).

### 8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة (المترابطة)

تكون النسبتان غير مستقلتان إذا كانتا تعودان إلى مجتمعين غير مستقلين.

مثال: نسبة الموافقين على التعليم المختلط في الجامعات قبل استماعهم لمحاضرة تبين رأي الدين في ذلك وبعد استماعهم للمحاضرة.

 $H_0$ :  $\pi_1 = \pi_2$  Contingency table يستخدم اختبار  $\chi^2$  حيث تفرغ الإجابات في جدول التصاحب حيث ترصد التكرارات داخل الجدول.

	بعد		
موافق	معارض	نوع القرار	
ъ	a	موافق	قبل
d	С	معارض	قبل

$$\chi_1^2 = \frac{(d-a)^2}{d+a}$$

القيمة المحسوبة

نــستخرج القيمة الحرجة للرفض أو القبول باستخدام جدول  $\chi^2$  بدرجة حرية واحدة وحسب مستوى الدلالة المطلوب.

ترفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة  $\chi^2$  المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة. تقبـل الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة  $\chi^2$  المحسوبة < أقـل من القيمة الحرجة.

معال 8-5: تم استطلاع أراء 60 من التربويين حول مسألتين الأولى تتعلق بتأنيث التعليم في المصفوف الابتدائية الثلاثة الأولى والثانية تتعلق بتأنيث التعليم في المرحلة الابتدائية بأكملها. فإذا وافق 42 منهم على المسألة الأولى ووافق 34 منهم على المسألة الثانية. وكان جميع الذين وافقوا على المسألة الثانية قد وافقوا على المسألة الأولى. فهل تدل هذه البيانات على وجود احتلاف جوهري في نسب الموافقين على المسألتين؟

 $H_0: \pi_1 = \pi_2$  $H_1: \pi_1 \neq \pi_2$ 

القيم الحرجة للمختبر الإحصائي  $\chi^2$  بدرجة حرية واحدة وحسب مستوى الدلالة  $\alpha=0.05$  هي  $\alpha=0.05$  (1,0.95)  $\alpha=0.05$  هي  $\alpha=0.05$  القيمة المحسوبة:

		المسألة الثانية		
	موافق	معارض	نوع القرار	
42	34	8	موافق	t En utf t.
18	0	18	معارض	المسألة الأولى
60	34	26		

$$\chi^2 = \frac{(d-a)^2}{d+a} = \frac{(0-8)^2}{0+8} = \frac{64}{8} = 8$$

النتيجة:

يما أن القيمة المحسوبة ( $\chi^2=8$ ) أكبر من القيمة الحرجة ( $\chi^2=8$ ) وعلى مــستوى  $\alpha=0.01$  نستطيع القول بأن نسبة التربويين الموافقين على تأنيث التعليم في الصفوف

التحليل الإحصائي

الصثلاثة الأولى تختلف حوهرياً ( P<0.01) عن نسبة الموافقين على مثل هذا النوع من التعليم وذلك عندما يتم استطلاع أرائهم على المسألتين في نفس الوقت.

# اختبار $\chi^2$ لحسـن المطابقة 5-8 The Chi-Square Goodness of fit

يستخدم للمقارنة بين توزيع العينة والتوزيع النظري للمحتمع الذي سحبت منه.

اختــبار كــاي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كانت النسب الملاحظة تختلف جوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها . وهو مكافيء لأختبار Z للنسب.

 $\chi^2 = \Sigma (O_i - E_i)^2 / E$  alaleki عن طريق المعادلة

Ei : التكرارات المتوقعة

حيث Oi: التكرارات المشاهدة

مثال: احرى معلم دراسة لمعرفة نسب الرسوب في المواد التي يدرسها والتي على اساسها يتم تقسيم الطلاب الى مستويات وقد فام بدراسة شملت 400 طالب كما يلى:

5	4	3	2	1	المستويات
700	1100	800	700	900	عدد الطلاب
%25	%30	%10	%15	%20	نسبة الرسوب

اختبر  $\chi^2$  لمعرفة مدى تطابق التوزيع.

الحل: نحسب التكرارات المتوقعة كما يلي

التكرار المتوقع	التكرارات المشاهدة	المستوى
800=0.20*4000	900	1
600=0.15*4000	700	2
400=0.10*4000	800	3
1200=0.30*4000	1100	4
1000=0.25*4000	700	5
3000	4000	الجموع

$$\chi^2 = \Sigma(O_i - E_i)^2/E$$

$$\chi^2 = (900 - 800)^2/800 + (700 - 600)^2/600 + (600 - 400)^2/400 + (1100 - 1200)^2/1200 + (700 - 000)^2/1000$$

$$\chi^2 = 12.5 + 16.67 + 100 + 8.3 + 9 = 146.47$$

$$\chi^2_{(4, 0.01)} = 13.28$$

$$\chi^2 = 12.5 + 16.28$$

$$\chi^2_{(4, 0.01)} = 13.28$$

القرار:

بمسا ان قيمة  $\chi^2$  الجدولية اقل من المحسوبة نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني ان توزيع العينة يختلف عن التوزيع النظري للمحتمع الذي سحبت منه.

### The Chi-Square Test of Independence اختبار $\chi^2$ للاستقلالية –2

لمعرفة اذا كان متغيرين مستقلين عن بعضهما.

يـــستخدم لمعــرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معينة تختلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء جدول التوافق.

# 8-6 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كان النسب الملاحظة تختلف جوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها .

### خطوات استخراجه من SPSS:

- •ادخل البيانات تصاعدياً
- •من قائمة Analyze أختر Nonparametric Tests
  - ●اختر Square-Chi
  - •انقل المتغير إلى خانة Variable List
- ●من خانة Expected Value أشر على مربع Value
  - ادخل النسب حسب التكرارات في محرر البيانات
- •قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مسئال: إذا كانست نسبة الذكاء بين طلاب الثانوية العامة تتوزع بين ثلاث مستويات (2: 7: 1) على التوالي مرتفعي الذكاء ومتوسطي الذكاء ومحدودي الذكاء، وأراد باحث أن يختبر عينة ممثلة من مدرسة محددة لهذا المحتمع بحجم 400 طالب فوجد أن عدد عالي الذكاء = 50 ومتوسط السذكاء = 290 ومحدودي الذكاء = 60 فهل يمكن اعتبار هذه العينة ممثلة للمحتمع.

2- اختــبار كاي تربيع للاستقلالية: يستخدم لمعرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معيــنة تخــتلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء جدول التوافق.

### خطوات استخراجه من SPSS :

- •من قائمة Analyze أحتر Descriptive Statistics ثم
  - •أنقل المتغيرات المطلوبة إلى الصفوف والأعمدة
  - ●أنقر مربع Statistics ثم اختر Statistics
  - •أنقر مربع Cells وهذا يمكنك من إجراء إحصائيات إضافية
- قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مثال: قام مدير التعليم بأحد مناطق المملكة بسؤال 200 من التربويين حول الاستمرار في السدوام السعيفي أم لا ، وسأل ثلاث فئات ( مشرفين، معلمين، ومدراء المدارس) وكانت الإحابات على النحو التالي ( المشرفين 38 موافق و 12 معارض، المعلمين 26 موافق و 102 معارض، المد راء 16 موافق و 6 معارض) فهل تدل البيانات على اختلاف الرأي حول هذه المسألة باختلاف الوظيفة؟

### Exercise

### 8-7 تمـاريـــن

تمرين (1): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

- 1											, , , ,
	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
											الإجابة

 $\sigma_L = \sqrt{\pi \ (1-\pi)}$  فيان القيمة العظمى لخطأ المعاينة المعطى بالعلاقة n=100 اذا كانيت  $\pi$  عند القيمة التالية للمعلم  $\pi$  :

0.1 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5 - 0.5

الدلالة  $\chi^2$  عندما يكون مستوى الدلالة  $\chi^2$  عندما يكون مستوى الدلالة  $\alpha=0.01$  وتكون درجة الحرية  $\alpha=0.01$ 

 $\chi^{2}_{2,0.90}$  ->  $\chi^{2}_{2,0.99}$  --  $\chi^{2}_{2,0.01}$  --

3– أي من التالي يكون هو الأكبر؟

 $\chi^2_{1,0.90}$  - ح $\chi^2_{1,0.99}$  - ح $\chi^2_{1,0.99}$  - ح

4- أي من التالي يكون هو الأكبر؟

 $\chi^2_{1,0.90}$  -  $\chi^2_{3,0.95}$  -  $\chi^2_{1,0.95}$  -  $\chi^2_{1,0.95}$  -  $\chi^2_{1,0.95}$  -  $\chi^2_{1,0.95}$ 

5- اختــبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتحمين؟ إذا كانت الفقرات من نوع صح/خطأ.

أ- لا، يختلف لأن 2=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ليست ذات دلالة احصائية.

ب- نعم، يختلف لأن Z=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ليست ذات دلالة احصائية.

ج- لا، يختلف لأن 2=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ذات دلالة احصائية.

د- نعم، يختلف لأن 2=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ذات دلالة احصائية.

6- اختـبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتخمين؟ إذا كان لكل فقرة 4 بدائل.

أ- لا، يختلف لأن 2=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ليست ذات دلالة احصائية.

- ب- نعم، تخستلف لأن 2-5.84 و 34.13  $\chi^2=34.13$  هي ذات دلالة احصائية على مستوى  $\alpha=0.001$ 
  - ج- لا، يختلف لأن 2=0.897 و  $\chi^2=3.6$  وهي ذات دلالة احصائية.
- د-  $\chi^2=34.13$  و Z=5.84 و Z=5.84 هـي ذات دلالة احصائية على مستوى  $\alpha=0.001$
- 7- في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عسدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- $\alpha$ =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 ومي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=2.433 ب- تختلف وذلك لأن Z=5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 ج- لا تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=0.05 د- لا تختلف وذلك لأن Z=2.5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى
- 8- في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عسدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- أ- تختلف وذلك لأن 2-2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 2-0.05 من مستوى  $\chi^2 = 2.433$  مستوى  $\chi^2 = 2.433$  من تختلف وذلك لأن 2-5.92 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى  $\chi^2 = 2.433$  من ح- لا تختلف وذلك لأن 2-2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى  $\chi^2 = 2.433$  د- لا تختلف وذلك لأن  $\chi^2 = 2.90$  وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى  $\chi^2 = 2.90$

# الفطيل التباين **Analysis of Variance**

Introduction	9-1 مـقـدمـــة
<b>One-Way Analysis of Variance</b>	9-2 تحليل التباين الأحادي
<b>Tow-Way Analysis of Variance</b>	9-3 تحليلُ التباينُ الثنائي
<b>Analysis of Covariance</b>	9-4 تحليل التغاير
s في حل المسائل.	9-5 استخدام برمجية PSS
Exercise	9-6 تميارىيىن

الفصل التاسع: تحليل التباين

# الِلْهَ صَيْرِكُ لِتَّالِيمُ عِ

# تعليل التباين Analysis of Variance

### 1-9 مقدمة Introduction

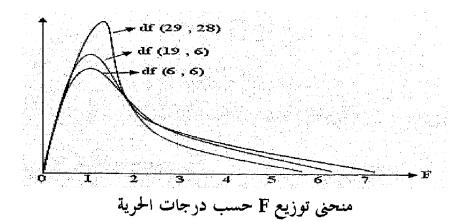
t التباين (ANOVA) ANalysis Of VAriance علي التباين (المستخدم المتبار) المستخدم المتبار أكثر من عينتين، ويستخدم المقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد  $H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ 

تحلسيل التباين هو طريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

يمكنن استخدام الرسم البياني Box Plot لتوضيح نتائج المقارنة بين متوسط أكثر من عينتين من العينات المستقلة.

توزيع F عبارة عن مجموعة من المنحنيات التكرارية يتميز كل منها عن الآخر برقمين لدر جات الحرية أحدهما بمثل درجة حرية للبسط والآخر درجة حرية للمقام . وقيمة F هي قيمة توضع نسسة التباين Variance ratio لعينتين والرمز F إشارة إلى العالم Fisher الذي قام بعمل هذا الاختبار والمعروف باختبار F . وقد قام العالم Snedecor محساب حداول خاصة لستوزيع F وفسيها درجات الحرية التي في أعلى الجدول تخص البسط أما درجات الحرية على العمود الجانبي فتخص المقام.

توزيع F: هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) وهما K-n للبسط ، K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للمقام حيث K-n للفرضية القياس معنوية الفرق بين التقديرين K-n نوجد K-n حيث K-n مستوى المعنوية المستخدم للفرضية K-n القياس معنوية الفرق بين التقديرين K-n وإلا نؤكد بوجود الاختلاف بين المتوسطات، والشكل التالي يبين توزيع K-n .



وتحليل التباين هـو عملية يقصد بما تقسيم مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط الحسابي إلى مكوناته أي إرجاع كل من هذه المكونات إلى مسبباتها.

وطريقة تحليل التباين تفيد في مقارنة عدد من المعاملات يزيد عن أثنين.

كما تمتاز طريقة تحليل التباين بأنه يمكن فيها استعمال كل البيانات المأخوذة من التجربة في حساب قيمة واحدة للانحراف القياسي يمكن بها مقارنة المجموعات أو المعاملات التجريبية.

وكلما زاد عدد المتوسطات كلما زاد احتمال الخطأ وقل احتمال اتخاذ قرار صحيح ففي المثال الحناص بمقارنة متوسطات في ست مناطق فإنه يلزم إجراء الاختبار 15 مرة وبالتالي سوف يستخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح في الحمسة عشر اختبار معاً من 0.95 إلى 15(0.95) أي إلى 0.46 فقط وبالتالي يرتفع احتمال الخطأ في اتخاذ القرار الصحيح من مجرد 0.05 إلى 0.54 والذي يساوي ( 0.04-1) وهو احتمال كبير جداً للخطأ في اتخاذ القرار.

لـــذلك كان لابد من التفكير في أسلوب آخر بديل يوفر الوقت والمجهود وفي الوقت نفسه لا يقلل احتمال اتخاذ القرار الصحيح أو يكبر احتمال الخطأ في اتخاذ القرار، هذا الأسلوب هــو الــذي يسمى " تحليل التباين " والذي يختبر ما إذا كانت المتوسطات كلها متساوية مرة واحــدة دون أخذهم اثنين اثنين ودون أن ينخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح أو يزيد احتمال الخطــأ عند اتخاذه. وهو الذي يسمى احتصاراً ANOVA وهو احتصار للمصطلح الإنجليزي Analysis of Variance.

ويعتمد هذا الأسلوب من أساليب التحليل الإحصائي على ما يعرف باختبار F والذي يعستمد أساساً على تحليل التباين. أن التباين ما هو إلا متوسط مربعات انحرافات القيم عن

وسلطها الحسسابي. أي أن التباين يعتمد أساساً على مجموع مربعات ثم القسمة على عدد المسشاهدات. ويعتمد أسلوب تحليل التباين على تقسيم مجموع المربعات الكلي إلى أقسام فيمثل كل منهما أو يقيس أحد مصادر التغير أو الاحتلاف Source of Variation عثل أحدها مسئلاً — التغير بسبب المعاملات (أو المجتمعات) المحتلفة ، ويمثل آخر التغير بسبب الأخطاء ثم تعسرف الإحسصائية (أو الاحتبار) F بألها خارج قسمة التباين بسبب المعاملات على التباين بسبب الأخطاء وهكذا. أي أنه يتم حساب التباين بسبب المعاملات، والتباين بسبب الأخطاء فيحصل على قيمة F المحسوبة وبمقارنة هذه القيمة بالقيمة الجدولية F نصل إلى قرار إما بقبول الفرضية الصفرية أو عدم قبولها عند مستوى المعنوية المطلوب. ولتحليل التباين تطبيقات كثيرة في مختلف المجالات.

إذا كان هانك متغير مستقل واحد، نسميه تحليل التباين الأحادي One-Way الأحادي ANOVA

اذا كان هناك متغيرين مستقلين، نسميه تحليل التباين الثنائي Three-Way ANOVA اذا كان هناك 3متغيرات مستقلة، نسميه تحليل التباين الثلاثي وحد متغير تابع وحيد في جميع تحليلات التباين أعلاه.

شروط استحدام اختبار تحليل التباين:

- 1. أن تكون العينات عشوائية مستقلة.
- 2. أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات لها توزيعات طبيعية.
- $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots = \sigma^2_k = \sigma^2$  متساوية متساوية الختمات متساوية باختبار  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots$  ويتم إجراء اختبار تحليل التباين اعتماداً على اختبار  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots$

# 2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance

إذا كسان لكسل فسرد من أفراد العينة علامة على متغيرين، الأول يسمى المتغير العاملي Nominal وهو متغير من النوع الأسمي Independent Variable أو المتغير المستقل Ordinal وهو متغير من Dependent Variable وهو متغير من النوع الكمي وهو المتغير الذي سيتم فحص مساواة متوسطه لكل فئة من فئات المتغير المستقل.

إن قسيم x يتم تصنيفها الى k من العينات وفقاً لمعيار واحد معين، مثل درجات الطلاب في k من الشعب وكل شعبة تضم n من الطلاب.

يعتبر أبسط التصميمات التجريبية إذ فيه توزع معاملات التجربة Treatments على كل السوحدات التجريبية أو الأفراد عشوائيا . بمعني أنه إذا كان لدينا في التجربة خمس معاملات مختلفة وكل من المعاملات سوف تنفذ من أربع وحدات فإن استعمال التوزيع العشوائي سوف يجعل لكل مجموعة مكونة من أربع وحدات تجريبية فرصة متساوية لأن تعامل بأي معاملة من معاملات التجربة. أي أن كل وحدة تجريبية توضع في أي معاملة من المعاملات عشوائيا.

### ميزات هذا التصميم:

- 1. يمكن استخدام أي عدد من المعاملات أو المكررات.
- 2. مفيد في ما إذا كانت الوحدات التجريبية قليلة أو من الصعب التحكم فيها كما في التجارب على الحيوانات.
- 3. طــريقة التحليل بسيطة وسهلة حتى بفرض عدم تساوي المكررات (الوحدات) بين كل المعاملات.
- 4. تبقي طريقة التحليل الإحصائي بسيطة إذا ما فقدت قيم بعض الوحدات التجريبية أو حتى القيم الكلية لبعض المعاملات.

# تحليل التباين الاحادي في حالة تساوي حجوم العينات

اذا کـان لدیـنا عیـنات عشوائیة حجم کل منها n ، مسحوبة من مجتمعات توزیعها طبیعی، ومتوسطاتها  $\mu_k$  ,  $\mu_k$  ،  $\mu_k$  ، وتباین  $\sigma^2$  ، والمطلوب اختبار فرضیة:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$  $H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$ 

لاختـبار مساواة متوسطات المجموعات فإن تحليل التباين يستهدف تجزئة التباين الكلي للمتغير التابع إلى جزئين، ومن ثم تتم المقارنة بين تبايني الجزئين باستخدام اختبار  $\mathbf{F}$  لذلك عملياً بخــزيء مجموع مربعات التباين ودرجات الحرية  $\mathbf{V}$  الى تباين الأول معروف المصدر وهو بين المجمــوعات (Between Groups) ومصدرها الفروقات بين متوسطات المجموعات، فإذا كان

الفصل التاسع: تحليل التباين

هـــذا الجــزء كــبيراً فإن متوسطات المحموعات غير متساوية، والثانية تباين ضمن المجموعات (Residuals) وهـــي الجزء غير المعروف مصدره ويمكن أن يسمى الباقي (Residuals) أو الخطأ (Error).

### SST = SSB + SSW

إن صيغة الاحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

 $F = \underbrace{MSB}_{MSW} \dots F_{k-1,n-k}$ 

### القرار:

يكون القرار رفض الفرضية الصفرية  $H_0$  التي تقول أن متوسطات المجموعات متساوية، اذا كانست نسبة التباين بين المجموعات الى التباين ضمن المجموعات كبيراً وهذه النسبة تسمى (قسيمة F)، فسإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة المحدولية F, K, K, K, K الفرضية الصفرية التي تقول ان متوسطات المجموعات متساوية.

يعتبر هـ ذا التصنيف هو أبسط أنواع تحليل التباين، حيث تصنف المشاهدات إلى عدة مجموعات على أساس متغير واحد أو خاصية واحدة.

والافتراضات الأساسية لهذا التحليل هي ما يلي:

-1 نفترض أن عدد المجتمعات K وأنما جميعاً مستقلة.

 $\mu_k,...,\mu_2$ , أنها جميعاً تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسطات تساوي أتخضع للتوزيع الطبيعي أ

 $\sigma^2 = 1$ ان لها جميعاً التباين نفسه  $\sigma^2$  أي أن التباين لكل المجتمعات ثابت  $\sigma^2$ 

4- يتم سحب عينة عشوائية من كل من هذه المجتمعات وأن أحجام هذه العينات كلها متساوية وتساوي n ويمكن بكل بساطة افتراض عدم تساوي أحجام العينات ولن يختلف أسلوب التحليل على الإطلاق إلا في أشياء بسيطة جداً.

وتصنف البيانات عادة في هذا التحليل على النحو التالي:

المجتمع أو المعاملة		المشاهدات	
	1	2	n
1	y <sub>11</sub>	У12	y <sub>1n</sub>
2	<b>y</b> 21	<b>y</b> 22	$y_{2n}$
	:		
K	$y_{k1}$	$y_{\mathrm{k2}}$	$y_{kn}$

حسيث يمثل الصف الأول مشاهدات العينة الأولى أي المسحوبة من المجتمع الأول، ويمثل السحف الثاني مشاهدات العينة الثانية المسحوبة من المجتمع الثاني،.. وهكذا يمثل الصف الأخير مشاهدات العينة الاخيرة k المسحوبة من المجتمع الأخير رقم K.

كما تكون خطوات الاختبار كما يلي :

1- الفرض الصفري: هو أن متوسطات هذه المحتمعات متساوية، وبالرموز

$$HO: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

2- الفرض البديل: هو أن بعض هذه المتوسطات غير متساوية (أو: يوجد متوسطان على الأقل غير متساويين).

3- إحصائية الاختبار : في هذه الحالة يرمز لها بالرمز F وتأخذ الشكل التالي :

$$F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$$

 $S_R^{\,2}: S_R^{\,2}: K(n-1)$  والسيّ لها توزيع F بدرجات حرية للبسط K-1 وللمقام والسيّ

التباين بسبب الظاهرة أو المتغير أو المعاملات،  $S_E^{\,2}$  هو التباين بسبب الخطأ.

ويمكن الحصول على الإحصائية F بتنظيم الحسابات في جدول يسمى " جدول تحليل التباين " ANOVA TABLE كما يلى :

*(ANOVA)	بليل التباين	جدول تح
(+ <b>=</b> + + <b>&gt;</b> + + <b>=</b> )		

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	(الإحصائية) المحسوبة
بسبب المعاملات	SSR	K- 1	$S_R^2 = SSR/K - 1$	
بسبب الخطأ	SSE	K (n-1)	$S_E^{2=SSE/K(n-1)}$	$F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$
الكلي	SST	N*k-1		$S_E^z$

SSE, SSR, SST وسوف نوضح من المثال كيفية حساب المقادير الثلائة F بدرجات -4 بدرجات القبول والرفض: ويتم الحصول عليها من جدول توزيع -4 بدرجات حرية للبسط -1 وللمقام (-1). (اختبار الطرف الأيمن).

F المقارنة والقرار: إذا كانت قيمة F المحسوبة من تحليل التباين أقل من قيمة F المحدولية نقبل الفرض العدمي بتساوي المتوسطات والعكس صحيح.

مصفال 1-9: البیانات التالیة تمثل أعمار أربع عینات عشوائیة من الناخبین سحبت من أربع مدن مستقلة (نفترض أن لها توزیعات طبیعیة بمتوسطات  $\mu 4, \mu 3, \mu 2, \mu 1$  و تباین مشترك یساوی  $\sigma^2$ :

المدن 🛦			المجموع				
	1	2	3	4	5	6	C.J.
الأولى 1	20	21	25	28	30	26	150
الثانية 2	23	22	27	20	26	20	138
الثالثة 3	19	20	21	28	20	18	126
الرابعة 4	24	29	30	28	27	24	162

والمطلبوب اختبار الفرض العدمي بأن متوسطات أعمار الناخبين من المدن الأربع متساوية، أي أن المطلوب بالرموز هو:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

وذلك بمستوى معنوية %5

الحل: تكون خطوات الحل كما يلي:

1- الفرض الصفري:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

2- الفرض السبديل: أن بعرض هدف المتوسطات غير متساوٍ (اثنان على الأقل غير متساويين).

$$F = rac{S_R^2}{S_E^2}$$
 وتكون الحسابات التفصيلية لتحليل  $-3$ 

التباين كما يلي :

n= 6 K= 4 حيث

أ) متوسطات الصفوف (المدن):

150/6 = 25 : الأول : 25 = 60/6

متوسط الصف الثاني : 23 = 6 /138

126/6 = 21 : ثالث : متوسط الصف الثالث :

متوسط الصف الرابع: 27 = 6 /162

$$\frac{150+138+126+162}{24}=\frac{576}{24}=24$$
 : ب) المتوسط الكلي :

ح) مجموع المربعات الكلى:

$$SST = (20^2 + 21^2 + 25^2 + 28^2 + 30^2 + 26^2 + 23^2 + ... + 27^2 + 24^2) - 6x4(24)^2$$

= 14160- 13824

= 14160-6x4 x24x24

$$SST = 336$$

د) محموع المربعات للصفوف (المدن):

$$SSR = 6(25^2 + 23^2 + 21^2 + 27^2) - 6x4x(24)^2$$
  
= 13944 - 13824

SSR = 120

هـــ) مجموع مربعات الخطأ :

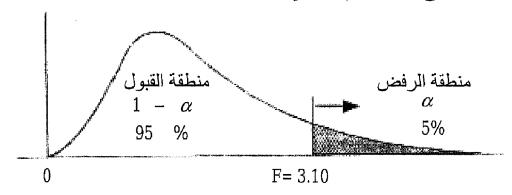
k=4, n=6	ى :	كما ي	التباين ً	تحليل	جدول	نكون	شم	و)
----------	-----	-------	-----------	-------	------	------	----	----

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	الإحصائية F
بسبب المعاملات	SSR= 120	k-1 4-1 3	$S^2R = 120/3 = 40$	$F = \frac{40}{3.7} = 3.7$
بسبب الخطأ	SSE= 216	K(n-1) 4(6-1) 20	S <sup>2</sup> E= 216/20= 10.8	$F = \frac{10.8}{10.8} = 3.7$
الكلي	SST= 336	Nk-1 6*4-1 23		

3.7 هي المحسوبة F المحسوبة هي أي أن قيمة الإحصائية  $F = \frac{40}{10.8} = 3.7$ 

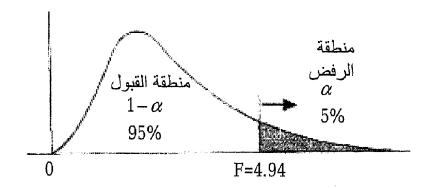
5% وعند مستوى معنوية F وعند مستوى معنوية F وعند مستوى معنوية وبدرجات حرية 3 للبسط، 20 للمقام نجد أن F الجدولية تساوي F

ويمكن توضيح ذلك بالرسم كما يلي :



5- المقارنـــة والقرار: وحيث أن قيمة الإحصائية المسحوبة والتي تساوي 3.7 أكبر من القيمة الجدولية فإنما تقع في منطقة الرفض وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرض العدمي بتساوي متوسطات أعمار الناحبين في المدن الأربع وذلك بمستوى معنوية %5

\* أما إذا استخدمنا مستوى معنوية 1% فإن قيمة F من الجدول تصبح 4.94 أي تصبح حدود منطقتي القبول والرفض كما يلي :



في هـــذه الحالة فإن قيمة الإحصائية والتي تساوي 3.7 تقع في منطقة القبول، وبالتالي فإن القرار يكون قبول الفرض العدمي يتساوى متوسطات أعمار الناخبين في المدن الأربع وذلك عستوى معنوية 1%.

الطريقة الثالثة	الطريقة الثانية	الطريقة الأولى
7	5	2
5	6	3
6	5	4
8	7	5
9	7	6

هل هناك فرق ذو دلالة احصائية في التحصيل يعزى لطريقة التدريس.

### الحل:

متغيرات الدراسة:

المتغير المستقل: طريقة التدريس وتقسم إلى: الطريقة 1

الطريقة 2

الطريقة 3

المتغير التابع: التحصيل في مادة الاحصاء، ويقاس بالعلامة على الاحتبار التحصيلي.

### فرضيات الدراسة:

 $H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$  الفرضية الصفرية

 $H_1$ :  $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$  الفرضية البديلة البديلة

الاقتــراح: تجــزئة الفرضية الصفرية الأم الى مجموعة من الفرضيات البسيطة واستخدام اختبار t في كل مرة، ويكون عدد الفرضيات الجزئية = n(n-1)/2

الاقتراح مرفوض للأسباب التالية:

- 1. لا يمكن من خلال اختبار t دراسة أثر التفاعل.
- 2. غير عملى في ظل زيادة عدد المتوسطات الحسابية.
  - 3. تقل قيمة قوة الاختبار مع تثبيت قيمة α.
- 4. تزداد قيمة α (زيادة احتمال الوقوع في الخطأ) وهو شيء غير مرغوب فيه.

	الطريقة 1		الطريقة 2		الطريقة 3			
	G1	G1^2	G2	G2^2	G3	G3^2	Total	Total^2
	2.00_	4.00	5.00	25.00	7.00	49.00	2	4
	3.00	9.00	6.00	36.00	5,00	25.00	3	9
	4.00	16.00	5.00	25.00		36.00	4	16
		25.00		49.00		64.00	5	25
	6.00	36.00	7.00	49.00	9.00	81.00	6	36
							5	25
المجموع	20.00		30.00		35.00		6	36
المتوسط	4.00		6.00		7.00		5	25
Σ×2	90.00		184.00		255.00		7	49
العدد	5		5		5		7	49
							7	49
							5	25
	<u>.</u>						6	36
							8	64
							9	81
المجموع المتوسط						<u> </u>	85	
							5.67	
Σ×2							529	
العدد							15	

 $H_0$ :  $\mu_1$ =  $\mu_2$ =  $\mu_3$  الصفرية الصفرية الفرضية العبار الفرضية الصفرية

(MSB) وهو (Between Groups) وهو -1

2- نحسب التباين ضمن المجموعات(Within Groups) وهي (MSW)

3- نحسب صيغة الاحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

 $F = \underbrace{MSB}_{MSW} \dots F_{k\text{-}1,n\text{-}k}$ 

درجة الحرية للبسط = (عدد المجموعات - 1) درجة الحرية للمقام = (حجم العينة - عدد المجموعات)

 $F\alpha$ , k-1, k(n-1) المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية F المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية أن عنوسات المحسوبة المحسوبية التي تقول ان متوسطات المحسوعات متساوية.

أي تباين في النهاية يصمم على شكل حدول كالتالي:

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	بحموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
Between Groups بين المجموعات	SSB محموع المربعات بين	C - 1 عدد الإعمدة-1	MSB=SSB/C-1 متوسط المربعات بين	MSB/MS W
Within Groups ضمن الجموعات	SSW محموع المربعات ضمن	N - C حجم العينة-عدد الاعمدة	MSW=SSW/N-C متوسط المربعات ضمن	
Total الكلي	محمـــوع SST المربعات الكلي	N - 1 1 - حجم العينة		

التباين داخل المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد).

التباين بين المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد)، وتباين ناتج عن اختلاف طريقة التدريس.

عندما يكون التباين لطريقة التدريس = 0، فإن التباين الداخلي=التباين الخارجي، وهذا يحدث في حالة أن الفرضية الصفرية صحيحة.

حجم العينة N ، عدد المجموعات في العينة C

MSW = SSW / N-C MSB = SSW / C-1SST = SSB + SSW

احسب الكميات:

طريقة 1:

 $A = \sum x^{2}$   $B = (\sum x)^{2}/N$   $C = (\sum x)^{2}/n_{1} + (\sum x)^{2}/n_{2} + \dots$  SST = A - B SSB = C - B SSW = A - C

طريقة 2:

$$\begin{split} SST &= \Sigma (X-X')^2 \\ SSB &= \Sigma n_i (X'_i-X')^2 \\ SSW &= \Sigma (X-X'_i)^2 \end{split}$$

طريقة 3: اذا علمت المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية.

SSB =  $n_1 (X'_1 - X')^2 + n_2 (X'_2 - X')^2 + ...$ SSW =  $(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + ...$ 

حل المثال 9-2

 $A = \sum x^{2} = 529$   $B = (\sum x)^{2}/N = (85)^{2}/15 = 481.67$   $C = (\sum x)^{2}/n_{1} + (\sum x)^{2}/n_{2} + \dots = (20)^{2}/5 + (30)^{2}/5 + (35)^{2}/5 = 505$  SST = A - B = 529 - 481.67 = 47.33 SSB = C - B = 505 - 481.67 = 23.33 SSW = A - C = 529 - 505 = 24

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	بحمـــوع المربعات	درحات الحرية	متوسط المربعات	ف
Between Groups بين المجموعات	SSB 23.33	C - 1 3-1 = 2	MSB=SSB/C-1 23.33/2= 11.665	MSB/MS W 11.665/2 = 5.8325
Within Groups ضمن المجموعات	SSW 24	N – C 15-3 = 12	MSW=SSW/N-C 24/12 = 2	
Total الكلي	SST 47.33	N - 1 15-1 = 14		

### القرار:

القيمة المحسوبة لـ F = 5.8325

القيمة الحرحة (الجدولية) 3.89 = F2,12,0.05

بما أن القيمة المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أنه يوجد اختلاف في التحصيل يعزى الى طريقة التدريس.

# ثم نستخرج الجدول العام النسبة الغانية

النسية للمانية	اللتباين	- N. 1705.000.	درجة العربة	and street	مجموع الربعاث	معستر الاثبارن
	147.00H	323	<b>&gt;</b> ()		+€41.17)	بين المجموعات
14.29	( <del>)</del>					
	10.29		) <del>* (</del> (6)*		<b>€</b> [64.63>	trail liestest that
			19		605,8	

ف-14.29 ، دح-16/3 ، دقة عند 0.01 (الرجوع اليي جدول النسبة للفانية لفراعته)

كيلية قراءة جدول النسبة القاتية حسب النسبة القانية التي حصدًا عليها وحسب درجاتا لحربة التي الدينا.

					ī	NDL3	XI					
Li -	[j	a dest Bi et	t vale	nci ile	Pro				inesi i	but le	nda da	ı
	19,60 W. 12	ı	1	<b>*</b>		1 2	4	1		A S		
	1	11,55 61,67	19,91 14,01	11.18 11.11	19,21	15,13 14,13	14,II 64,II	19,11	LILAL LILAL	]],/] ]],/]	19,14	
		11.11	30.82 6,81	39	社, 17,就 化,排	1,0 12,21 1,25	1,41 11,91 1,16	11.09 11.09	4.14 17,15 14,1	14.1 69,25 71,2	8,51 21,42 5,44	
	j.		18.89 5.77 14.11		11,3 11,3 12,11	19,E 14,E2		16.10 14.20 14.30	11,11 92,4 92,2	11,41 4.17 7,47	11,18 4,18 4,13	
S. S. S. S. S. S. S. S. S. S. S. S. S. S			S.E.1 10.71 1,71 2,21		1,31 1,11 1,13 1,13	4.1) 4,15 3,07 7,45	1.17	1,11	4,20 1,71 1,51 1,51		1/1 1/1 1/1 1/1	
		511 61,11 511		17		3,69 8,65 1,41	1.33 1,37 1,37	1.48 1.83 1.23	1,21 5,61 1,00			Serif ?ter.s
	10	(35) 4 % 1031 1.21		171				1.11 1.11 1.31	5.11	1,71 1,71 1,73	11. 14. 11.	حدود الدلالة عند 5(1,1) أي المعامر الأول
	14	4.54 4.54 4.54 4.54						1,11 1,53 1,73 1,14	161 161 161 161		130 134 141 141 141	
-Star			111	111	1,7!	1.07 1.17			*,45 *,31 7,31	115	1,22 1,12	
										181 286 2,85 1,33		مرد دلارة عد اورة
	14		AST AR AR	1.61 1.12 1.31	1.II 1.M 1.XI	11) 13) 13)	145 145 147			2,52 ],53 2,61	1,17 1,82 1,51	أي لنظر لثلي
	41 12			1,11 1,11 1,11 1,11	1,61 1,41 1,61 1,61	111	を では では では できる できる できる できる できる できる できる できる できる できる			1,37 1,37 1,38 2,11		
	Ð	1,16	1.U 1.31	7,72	1.13		ti (g)			1.41	1,83 1,33 1,65	

# 3-9 تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance: تحليل التباين الثنائي

يــستحدم لدراسة أثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما أفراد العينة إلى مستويين أو أكثر على متغير كمي (المتغير التابع).

يــستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية بهدف دراسة أثر متغيرين مستقلين على متغير تابع واحد.

أي يستخدم تحليل التباين الثنائي لدراسة الأثر لعاملين هما العامل a والعامل b على متغير تابيع واحد، مثل دراسة أثر طريقة التدريس (العامل a)، والجنس (العامل b)، على التحصيل (المتغير التابع).

ويقــصد بأثر التفاعل a X b على المتغير التابع هو اختلاف تأثير a على المتغير التابع من مستوى الى آخر من مستويات b ، أي يختلف تأثير طريقة التدريس على التحصيل لدى الذكور عــنه لدى الإناث، وفحص التفاعل مهم حداً حيث يعني وجوده التخصيص في النتائج، ويعني غيابه تعميم النتيجة.

إن تحليل التباين الأحادي يستخدم لدراسة أثر عامل واحد (المتغير العاملي) على متغير ما. ولكن ماذا لو اردنا دراسة أثر عاملين أو اكثر على متغير ما؟ في هذه الحالة يمكننا استخدام تحليل التباين الثنائي أو الثلاثي.

كثيرا ما يواجه الباحثون مشاكل تتطلب دراسة نوعين من العوامل أو المعالجات وفي هذه الحالمة يتم إجراء تحليل التباين بوجود معيارين للتصنيف فمثلا يكون المعيار الأول (طلاب في مدرسة) والمعيار الثاني (طرق تدريس مختلفة) فإذا أردنا معرفة ما إذا كان الاحتلاف بين طلاب المدرسمة عائد على اختلاف طريقة التدريس المتبعه معهم، وقد نرغب في معرفة التأثير المشترك لكلا العاملين (أي تأثير التفاعل). وفي الدراسات التطبيقية التجريبية يمكن مثلاً دراسة تأثير التربة ونوعمة السماد المستحدم في انتاج القمح، أو دراسة تأثير جودة مواد البناء ونوعية المهندسين لعمل البيوت المسكنية، أو دراسة تأثير مناطق بيع البضائع ومصاريف الدعاية على كمية المبيعات.

فتحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة اثر متغيرين على متغيرين المنهما مفردات العينة الى مستويين (مجموعتين) او أكثر على متغير كمي ما (المتغير التابع). ويستخدم في هذه الحالة جداول مزدوجة مكونة من صفوف وأعمدة وتضم كل خلية من خلاياهما مشاهدتين أو أكثر (مفردات تنتمي إلى صف معين وعمود بنفس الوقت).

• إن تحليل التباين باتجاهين يستخدم لمعرفة إن كانت هناك فروق معنوية بين المتوسطات (متوسطات معالجات الصفوف، بين متوسطات معالجات الأعمدة، وكذلك بين متوسطات المشاهدات الموجودة في كل خلية حيث تستخدم متوسطات الحلايا لاختبار التفاعل).

# من خلال تحليل التباين الثنائي يمكن اختبار ثلاث فرضيات كما يلي:

- 1. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الأول على المتغير التابع. H0: μa1= μa2= μa3
- 2. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الثاني على المتغير التابع. H0: μb1= μb2= μb3.
  - 3. أثر التفاعل بين المتغيرين العامليين على المتغير التابع. a\*b

 $H0: \Sigma (\alpha B)^2 = 0$ 

# شروط تحقيق التباين الثنائي:

- يجب أن يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا لكل مجتمع من المجتمعات في تصميم التحربة، أي ان كل مجتمع ممثل بكل حلية من خلايا تصميم التحربة، فإذا كان على سبيل المثال شملاث مستويات لكل متغير عاملى فيكون هناك 9 خلايا. وان لم يتحقق هذا الشرط فانه يمكن الاستغناء عنه بزيادة حجم العينة بحيث تزيد على 15 مفردة لكل مجموعة (خلهية) ، وفي هذه الحالة قد تكون نتيجة تحليل التباين دقيقة الى حد ما حتى لو كان توزيع المتغير التابع ليس طبيعيا.
- يجب ان يكون تباين المتغير التابع متساويا لكل مجتمع من مجتمعات المعرفة في كل خلية من خلايا تصميم التجربة، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل التباين لن تكون دقيقة. أما المقارنات البعدية الخاصة بالأثر الرئيسي فمن الممكن استخدام بعض الطرائق التي لا تشترط تساوي التباين.
- يجب أن تكون العينات مختارة بطريقة عشوائية من كل مجتمع من المجتمعات. ويجب أن تكون قيم المتغير التابع مستقلة عن بعضها بعضا لكل مفردة من مفردات العينات.

التحليل الإحصائي

هناك نماذج متعددة لتحليل التباين الثنائي ترتبط بالتصميم التحريبي الذي يعتمده الباحث

### منها:

- 1. تحليل التباين بآثار ثابــــة Fixed Effects
- 2. تحليل التباين بآثار عشوائية Random Effects
- 3. تحليل التباين بآثار حليك Mixed Effects

### تحليل التباين بآثار ثابتة Fixed Effects

### مثال:

المتغيرات المستقلة: 1- الجنس: وله مستويان ذكر وانثى.

2- طرق تعليم القراءة: ولها ثلاثة مستويات.

المتغير التابع : القدرة على الاستيعاب.

# Two Way Analysis of Variance تحليل التباين الثنائي

تحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استحدامه لدراسة اثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما مفردات العينة الى مستويين ( مجموعتين ) او اكثر على متغير كمي ما ( المتغير التابع ).

### مثال:

باستخدام ملف Employee data " الموجود مع بربحية SPSS اختبر الفرضية التالية: " لا يؤثر الجنس ونوع العمل في تحديد الراتب للموظفين بمستوى معنوية 0.05 "

### الحل:

المتغيرات المستقلة: إن هناك عاملان يؤثران على تحديد الراتب هما:

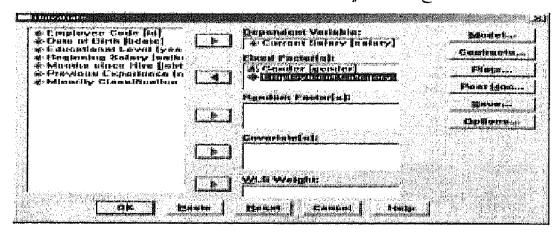
المتغير التابع: الراتب.

لذلك يمكن تقسيم هذه الفرضية الى ثلاث فرضيات حزئية وهي:

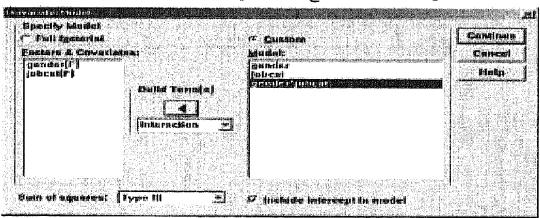
الفرضية الاولى " لا تاثير للجنس في تحديد الراتب "

الفرضية الثانية " لا تأثير لنوع العمل على تحديد الراتب " الفرضية الثالثة " لا يوجد تفاعل بين متغير الجنس ومتغير نوع العمل " ولفحص الفرضيات نستخدم تحليل التباين الثنائي كما يلي:

1. مـن القائمة Analyze المحتر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر Univariate ومن القائمة الفرعية اختر



- 2. انقــل المــتغير Salary الى المــستطيل أسفل Sependent Variable والمتغيران . Fixed Factor(s) والمتغيران Gender
  - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. اختـر Custom ثم Main effects مـن القائمة أسفل (s) Build Term وانقل المتعيرين Gender و Jobcat الى المستطيل أسفل Model ، ثم اختر Interaction من القائمة Build Term و Build Term و Build Term معا إلى المستطيل أسفل Model اضغط Continue سنعود الى المربع الاصلي.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر منه Options سيظهر مربع الحوار التالي اختر منه Homogeneity tests والخيار Head المعرد لمربع الحوار الأصلي.

#### **Descriptive Statistics**

Dependent Variable: Current Salary

Gender	Employment Category	Mean	Std. Deviation	N
Female	Clerical	\$25,003.69	\$5,812.838	206
	Manager	\$47,213.50	\$8,501,253	10
	Total	\$26,031.92	\$7,558.021	216
Male	Clerical	\$31,558.15	\$7,997.978	157
	Custodial	\$30,938.89	\$2,114.616	27
	Manager	\$66,243.24	\$18,051.570	74
	Total	\$41,441.78	\$19,499.214	258
Total	Clerical	\$27,838.54	\$7,567.995	363
	Custodial	\$30,938.89	\$2,114.616	27
	Manager	\$63,977.80	\$18,244.776	84
	Total	\$34,419.57	\$17,075.661	474

	The second secon
f find by 22 mm. I gg wone a ker o <sup>20</sup> fand anning t	The state of the s
	The section of section and sections at the section
	Allenge Crube inen in Linkt in ine ab genetgen inderen und
6.10 1.00 1.00 1.00 1.00	Port of the Section o
iz, ipadoluklingan atalgaking	
f Eufffrührfteren auf mittereit ikkluber	f " higher phanal noise, Represent gestall
I Calledoned Delever	Fig. 1. American primited in the control of the con
f Partmereten ber armithiaunitern	The second secon
l' Eggentrenell spiperWierbergult ernnubefen	i Liber program i prantita prantita antituta de la careca

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالي:

	- 11 ACC - 1 A	To In 1.00 I
nia Na niwia A		Carpel
	Annual Continues and Continues	
a a limitur yelik est in innana inn o'r thall he'r i'r destablet m		
Espial Variation dar	a a company of	
r Lad	T B-W-K	1 Martin e- Divisiona
. Inningrant	f Tukep	Applies de l'agres (la fire per l'illinois : 1 4 million
TT Winds	f Tabev's-b	i Crisiengiti
i- Eghcile	i Quancan	Toward of the property of the
TOTAL WITH	r Hachbary's CT2	
THE WAY	f Klabrich	Mr. Charles March 18 March 18 March 19
	E SE average has being	para kangangan perunggan berangan dianggan sebagai perunggan pengangan pengangan pengangan dianggan beranggan Pengangan penganggan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan pengangan Pengangan pengangan
Raguel Verlander Ha	a same er etwiner af	마늘이 g 수 있다면 하고 있는데 하는데 말하는데 이번 모든데 되었다.

- 7. اختسر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .
- 8. اختر اختبار دونت س Dunnett,s C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط Equal Variance Not Assumed
- 9. انقل المتغير Jobcat فقط الى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من تلاث مستويات أما متغير Gender فلا ننقله لأنه يتكون من مستويان فقط.
  - Continue سنعود لمربع الحوار الأصلي. Univariate Analysis of Variance

#### **Between-Subjects Factors**

		Value Label	N
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

الجاول التالي يبين توزيع العينة حسب مستويات كل من المتغيرات العاملية.

حدول اختبار تجانس التباينtest of Homogeneity of Variances ، ويبين أن قيمة Sig. =0.0

Sig. الجدول التالي يبين تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Gender ، ويظهر أن . الجدول التالي يبين 0.0 وهـــي اقل من 0.05 أي أن الجنس يؤثر في تحديد الراتب. كذلك الجدول التالي يبين 0.05 تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Jobcat ، ويظهر أن 0.05 وهي اقل من 0.05 أي أن نوع العمل يؤثر في تحديد الراتب. كما يظهر أن هناك تفاعل بين الجنس ونوع الوظيفة 0.05 وهي اقل من 0.05

### Levene's Test of Equality of Error Variances a

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
33.383	4	469	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: intercept+GENDER+J OBCAT+GENDER\* J OBCAT

#### **Multiple Comparisons**

Dependent Variable: Current Salary

	(I) Employment Category	(j ) Employment Category	Mean Difference (I-J.)	Std. Error	Sig.
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$36,139.26*	\$1,138.387	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,080.027	.000
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$1,138.387	.000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,080.027	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139.26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$2,029.912	
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,031.840	

Based on observed means.

الجمدول التالي يبين أن متوسطات Jobcat مختلفة ويبين أن متوسطات الكتاب المدراء وكذلك متوسطات الحراس والمدراء مختلفة بينما لا يوجد خلاف بين متوسطات رواتب الحراس والكتاب له دلالة إحصائية تذكر

#### **Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent '/ariable: Current Salary

	Type III Sum	-le	Manu Causas	F	Cla
Source	of Squares	df	Mean Square		Sig.
Corrected Model	9.646E+10 <sup>a</sup>	4	2.411E+10	272.780	.000
Intercept	1.773E+11	1	1.773E+11	2005.313	.000
GENDER	5247440732	1	5247440732	59.359	.000
J OBCAT	3.232E+10	2	1.616E+10	182.782	.000
GENDER * J OBCAT	1247682867	1	1247682867	14.114	.000
Error	4.146E+10	469	88401147.44		
Total	6.995E+11	474			
Corrected Total	1.379E+11	473			

a. R Squared = .699 (Adjusted R Squared = .697)

<sup>\*.</sup> The mean difference is significant at the .05 level.

### \* تحليل التباين الثلاثي Three Way ANOVA

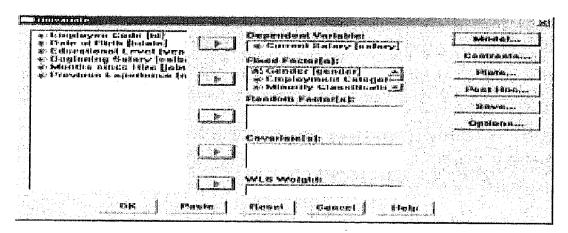
اذا كـان لديـنا ثلاث متغيرات عاملية واردنا فحص اثر هذه العوامل على متغير تابع نستخدم تحليل التباين الثلاثي ونتبع نفس خطوات تحليل التباين الثنائي ولناخذ المثال التالي:

مثال: استخدم ملف Employee data لفحص الفرضية التالية:

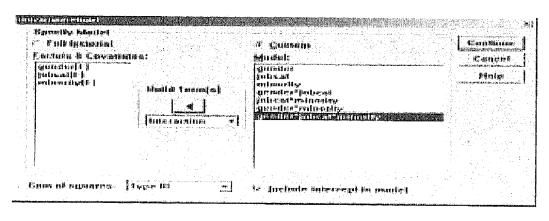
" لا يوجد فرق في متوسطات رواتب الموظفين تحت تاثير الجنس و نوع الوظيفة والاقلية بمستوى دلالة 0.05 "

ولفحص هذه الفرضية نتبع الخطوات التالية:

1. مــن القائمة Analyze اختر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر Univariate ومن القائمة الفرعية اختر



- 2. انقــل المــتغير Salary الى المــستطيل اسفل Dependent Variable والمتغيرات Gender و Jobcat الى المستطيل اسفل Fixed Factor(s)
  - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. احتر Custom ثم Main effects من القائمة أسفل Build Term (s) وانقل المتغيرين Gender و id الى المستطيل أسفل Model ، ثم احتر Interaction من Build Term من Build Term و انقل المتغيرات معا مثنى مثني ثم جميعهم إلى المستطيل اسفل Model كما بالشكل أعلاه، اضغط Continue سنعود إلى المربع الاصلي.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر من Options عنصفط. 5 Display Means والخيار Homogeneity tests والخيار Homogeneity tests والخيار ثم اضغط Continue لنعود لمربع الحوار الأصلي.

A Control of the Cont	CARCELLA CONTRACTOR CO
jubant Santracity	A Tributation
gling pring and principles. The spring and principles.	(Completely became special
dicardica. In provide	Constitutions in influence or entigiant these ist
A Commission of the Commission	TE 231 Perseaux and a second personal p
	and the second s
C Compaintly a minimize	is thereadenative in use
T Calmains of adjourning	r spead ve. tovol plut
To be red prese	1
i Claramagur sindintsatus	C Lock of the
i Cantrol orditalent mobile	Charactel collection and a decident

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالي:

pamižer		⊁::#B	Cuallinie
alanai		1.554 4.54 	Canani
nlaority	ANTO ENGINEE		10010
ranta an desa 1979 odrik C. VOSU addonastor Biblios	Charles (1900) (1900) (1900) Barrier (1900) (1900) (1900) (1900) Barrier (1900) (1900) (1900) (1900) (1900)	1997 Tengan di Santa (San Laba ), Maria (San San San San San San San San San San	
Egunt Yertences Ass	idatel		
r veo	Г <b>а-и-к</b>	Modeller-Diamenia	acceptation projection in
	T Jubeu - Lean Colon	Topo Wiepo it revocated a	1 拍排
IT SMar	T Tubbes'e-te	tiumng/f	
	T Consum	Transport Consumers	
	f ligned the tig a calls	(1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1)	
r a-e-G-wg	f Gabelak	The stand of a Constraint of	* e a mentant
	one of the state o		
Equal Variances Na	No. No. of the control of the contro	· 中国的一种基础证明的中央特别的特别的一种特殊的主义。这样是这个首先的主义。	선생님 선생님 그 아무리 없는 것 같다.

7. اختـر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .

8. اختـر اختبار دونت س Dunnett,s C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط قائل تباينات الفئات Equal Variance Not Assumed

9. انقل المتغير Jobcat فقط إلى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من ثلاث مستويات أما المتغيران الاخران فلا ننقلهما لأنهما يتكونان من مستويين فقط.

10. اضغط Continue سنعود للمربع الحوار الأصلي. اضغط Ok تائج التالية: على الدارس تفسير النتائج

### Univariate Analysis of Variance

### **Between-Subjects Factors**

		Value Label	N
Minority Classification	0	No	370
	1	Yes	104
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

### **Descriptive Statistics**

Dependent Variable: Current Salary

		Employment Categ	Mean	Std. Deviation	N
No	Female	Clerical	25,471.45	\$6,092.372	166
		-	47,213.50	\$8,501.253	10
		Total	26,706.79	\$8,011.894	176
	Male	Clerical	B2,67 <b>1</b> .64	\$8,578.999	110
		Custodial	В1,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	65,683.57	18,029.451	70
		Total	44,475.41	20,330.662	194
	Total	Clerical	28,341.09	\$7,994.659	276
		Custodial	B1,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	63,374.81	18,164.043	80
		Total	86,023.31	18,044.096	370
Yes	Female	Clerical	23,062.50	\$3,972.369	40
		Total	23,062.50	\$3,972.369	40
·	Male	Clerical	28,952.13	\$5,712.419	47
		Custodial	30,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	17,821.961	4
		Total	32,246.09	13,059.881	64
·	Total	Clerical	26,244.25	\$5,772.874	87
		Custodial	30,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	17,821.961	4
		Total	28,713.94	11,421.638	104
Total	Female	Clerical	25,003.69	\$5,812.838	206
		Manager	47,213.50	\$8,501.253	10
		Total	26,031.92	\$7,558.021	216
	Male	Clerical	31,558.15	\$7,997.978	<b>1</b> 57
		Custodial	во,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	66,243.24	18,051.570	74
		Total	11,441.78	19,499.214	258
	Total	Clerical	27,838.54	\$7,567.995	363
		Custodial	80,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	53,977.80	18,244.776	84
		Total	34,419.57	17,075.661	474

### Levene's Test of Equality of Error Variances

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
17.696	8	465	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

### a. Design:

Intercept+MINORITY+GENDER+JOBCAT+MINORITY \*
GENDER+GENDER \* JOBCAT+MINORITY \*
JOBCAT+MINORITY \* GENDER \* JOBCAT

### **Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: Current Salary

	Type III Sum				
Source	of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	9.751E+10 <sup>a</sup>	8	1.219E+10	140.251	.000
Intercept	1.444E+11	1	1.444E+11	1661.526	.000
MINORITY	61989119.7	1	1989119.66	.713	.399
GENDER	756876310	1	4756876310	54.737	.000
JOBCAT	2.006E+10	2	1.003E+10	115.420	.000
MINORITY * GEND	27977363.9	1	7977363.93	,322	.571
GENDER * J OBCAT	981526336	1	81526335.9	11.294	.001
MINORITY * J OBC	690053398	2	45026699.0	3.970	.020
MINORITY * GEND * J OBCAT	.000	0		,	•
Error	4.041E+10	465	6903667.84		
Total	6.995E+11	474			
Corrected Total	1.379E+11	473			

a. R Squared = .707 (Adjusted R Squared = .702)

### **Estimated Marginal Means**

### 1. Minority Classification

Dependent Variable: Current Salary

			95% Confide	ence Interval
Minority Classification	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
No	40443.745 <sup>a</sup>	835.531	38801.861	42085.629
Yes	39683.224ª	1423.737	36885.469	42480.979

a. Based on modified population marginal mean.

### 2. Employment Category

Dependent Variable: Current Salary

			95% Confidence Interva	
Employment Category	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
Clerical	27539.427	577.449	26404.695	28674.160
Custodial	30929.670ª	1795.293	27401.779	34457.562
Manager	62978.190 <sup>a</sup>	1875.508	59292.670	66663.711

a. Based on modified population marginal mean.

### Post Hoc Tests Employment Category

#### **Multiple Comparisons**

Dependent Variable: Current Salary

			Mean Difference		
	(i) Employment Category	(j ) Employment Category	(I-J )	Std. Error	Sig.
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,859.586	.250
		Manager	-\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,859.586	.250
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139.26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$2,029.912	····
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,031.840	

Based on observed means.

# (ANCOVA) nalysis of Covariance تحليل التغاير 4-9

<sup>\*.</sup> The mean difference is significant at the .05 level.

معال: تم اختيار 9 مفحوصين عشوائياً و توزيعهم على 3 مجموعات درست كل محموعة منهم بإحدي طرق التدريس الرياضيات وتم قياس الاستعداد الرياضي والتحصيل حيث تم قياس الاستعداد الرياضي أو القدرة الرياضية قبل التجرية وقياس التحصيل بعد التجريب.

عة 1	مجمو	عة 2	مجمو	عة 3	مجمو
استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل
Apt	Ach	Apt	Ach	Apt	Ach
8	6	7	8	9	12
4	3	5	7	10	12
6	4	8	10	7	10

ونلاحظ أن البيانات يجب إدخالها بالترتيب التالي ببرنامج SPSS

الطريقة Method	Aptاستعداد	Achتحصيل
1	8	6
1	4	3
1	6	4
2	7	8
2	5	7
2	8	10
3	9	12
3	10	12
3	7	10

الآن لدينا ثلاثة متغيرات وهي:

●المتغير المستقل: طريقة بثلاث مستويات أو ثلاثة محموعات مستقلة.

• متغير التغاير: احتبار القدرة الرياضية.

●المتغير التابع: احتبار التحصيل في الرياضيات

والواقع أن اختبار انكوفا يحاول حذف أثر المتغير المصاحب من المتغير التابع – التحصيل ومــن ثم نــستخدم اختبار – ف F على المتوسطات المعدلة للاختبار التحصيلي لتبين الفروق بيـنها، وفي حــال وجود أكثر من طريقتين أو عينتين يجب استخدام اختبارات المقارنة البعدية

التحليل الإحصائي

وبرنامج SPSS لديه LSD و ت- بونفروني وSidak المعدل لتحسس موضع الفروق ، ولكن يفضل اختبار بونفروني و Sidak لأنهما يعتمدان على المتوسطات المعدلة.

شكل البيانات بمحرر SPSS

	method	apt	ach
	1.00	8.00	6.00
2	1.00	4.00	3.00
3	1.00	6.00	4.00
4	2.00	7.00	8.00
5	2.00	5.00	7.00
5 / B	2.00	8.00	10.00
7	3.00	9.00	12.00
3 (S <b>8</b>	3.00	10.00	12.00
9	3.00	7.00	10.00

# التحقق من فرضية تساوي ميل الانحدار:

حتي نطبق تحليل التغير يجب أن تكون العلاقة بين متغير التغاير والمتغير التابع خطية وعدم وجود تفاعل بين متغير التغاير و المعالجات

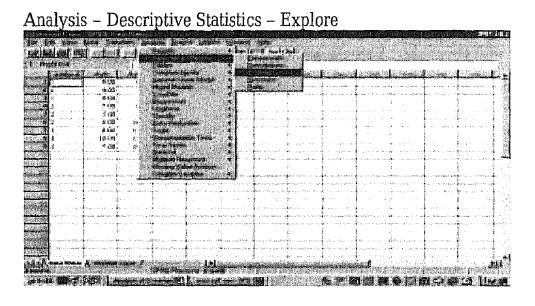
هل توجد علاقة خطية قوية بين متغير التغاير و المتغير التابع ؟هل ميل الخطوط لكل من مستغير التغاير – الاستعداد – ومتغير التحصيل في المجموعات الثلاث متساوي ؟ (هل التفاعل بين الطرق الثلاث و الاستعداد دال إحصائيا؟

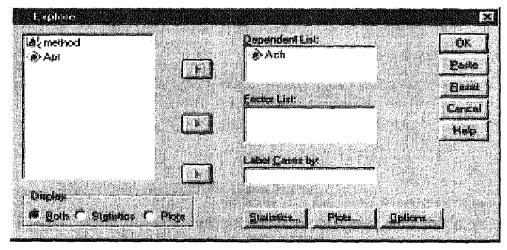
الخطية: نظراً لأن اختبار أنكوفا عبارة عن نموذج خطي عام مع انحدار متعدد، فيفترض أن متغير التغاير يرتبط خطياً مع المتغير التابع، وفي مثالنا يجب أن يكون الارتباط خطي بين كل من الاستعداد الرياضي والتحصيل في الرياضيات، وفي برنامج SPSS يجب أن نرسم أو نحدد الانحدار الخطي لكل المجموعات بين المتغيرين ثم نحسب مربع معامل الارتباط ونقارن بين الميل في كل مجموعة...

ك تجانس التباين: يجب أن يكون التباين متحانساً لكل المجموعات بين المتغيرين وهو نفـس شرط اختبار أنوفا مع ملاحظة شرط الاعتدالية أيضاً ، وشرط الاعتدالية شرط رياضي مهـم ، وقد اقترح بعض الباحثين أن هذا الشرط يمكن التغاضى عنه في حال العينات التي تزيد

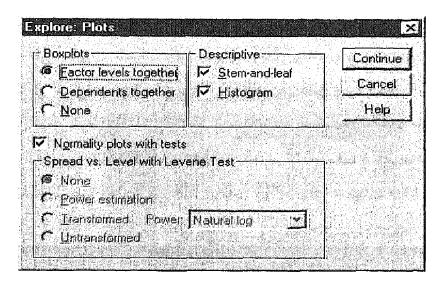
270

عــن 30 وفي مثالنا العينة 3 ولكن فؤاد أبوحطب نقلا عن باحثين أخرين ذكر بتقليص العدد لــ 15 علي أساس أن الفروق تكون ضئيلة ، ولكن برنامج مثل sigmaStat يقوم بإجراء هذه العملية في كــل مرة وللأسف برنامج SPSS يترك ذلك لخبرة مشغل البرنامج الذي عليه ان يــتحقق مــن شرطي التجانس وشرط الاعتدالية بنفسه باستخدام اختبار ليفين لتجانس التباين واختبار لليفورأو اختبار للهادراف - سميرانوف - Shapiro-Wilk أو اختبار كلمجروف - سميرانوف - Smirnov ونستطيع إجراهما من خلال برنامج SPSS وفق الخطوات التالية :





انقر الزر Plots تحصل على النافذة التالية:



علم خانمة Normality plots with tests وانقر الزر Continue تظهر النافذة التي تسبقها ثم انقر موافق .

Tests of Normality

Shapiro-Wilk			Kolmogorov-Smirnov(a)			
Sig.	Df	Statistic	Sig.	df	Statistic	
.537	9	.936	.200(*)	9	.174	Ach

\* This is a lower bound of the true significance.

a Lilliefors Significance Correction

ويخــشي بعض الباحثين عدم تحقق شرط الاعتدالية والحل ببساطة هو اللحوء للإحصاء الابارامترك.

\$ تجانس الانحدار: نفترض أنكوفا تجانس الانحدار وبعض البرامج تحسبه بشكل مستقل ولكن يستدل عليه في برنامج SPSS بحساب دلالة التفاعل بين المتغيرين من خلال حساب جدول أنكوفا مع حساب التفاعل.

حساب تجانس الانحدار مع باستخدام برنامج SPSS

- Analysis General Linear Model Univariate.
  - . Independent variable وضعه في مربع المتغير التابع ach وضعه في مربع المتغير التابع
    - ■اختر method وضعها في مربع العامل الثابت )Fixed Factor
      - ■اختر المتغير apt وضعه في مربع متغير التغاير apt

1. اختر

اختر المتغير method انقله في مربع العرض Display mean box وعلم باقي المربعات كما بالشكل التالي:

نافذة الخيارات في اختبار أنكوفا ببرنامج SPSS

trensantens topicinels	
· Extended Marghair Magna	Description and the contract of the problem of the contract of
White the second recommendation of the second secon	Herston \$50 perce lier
sremelfeieid.	
	と記載的 「大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪大阪
	7 Geografia com estrada
	appeals to proper to accurate the section between the section of t
in the second second second second second second second second second second second second second second second	
F Description uninertical f	7 Managaratu kesti
C Amount of wheel sides	Stights and you be will take
I SI person control photograms I	Manuschiel offil Lizzibiel 198
Carrieri enelletere pener	- Carrent nathemetric foraction
Al Provide manuscratter and a 1971	heplanto activ come TRAC
	mercan I Comment I broken I

3- انقر الزر Model وانقر الخيار Custom

انقل متغير التغاير apt و الطريقة method وعلمها معا ونقلهما للمربع الأيسر كما بالشكل التالي:

lunivari stus minis			<b></b>
Descriptivedal 1° Pullfactoria	o varios como de la composito		[Continue]
Factors & Cossella [methodif] [methodif]	Pine   1-17		Cancul and successed Make
	[Build Ferrila]	14	e version
	[ * ]		
	Marian and American		
Name and negative as	Tean the	self appleach at model	

المخرجات:

#### Descriptive Statistics

Dependent Variable ACH

	METHOD	Mean	Sld Devialion	N
	100	4.3333	1.5275	3
	2.00	8.3333	1.5275	3
Ì	300	11.3333	1.1547	3
	Tolal	8.0000	3.2797	9

حساب التفاعل

### METHOD\*APT.

#### Tests of Dermeen-Subjects Effects

Dependent Variable: ACH

Écura	Type III Sum cf Squares	dľ	Mcan Square	F	Sig	Ela Squared
Conedied Model	84.9054	5	16.981	46513	.005	387
intercept	1.629	1	1.629	4.461	.125	598
METHÖD	1.415	2	.708	1,930	.269	564
AFT	10.343	1	10.343	28 337	.013	301
WETHOD "APT	.128	2	6.456E-02	177	.045	.105
Emur	1,095	3	385		L.	
Total	052,030	ģ				
Conncist Total	66.DC0	0				

à R Squared = \$97 (Adjusted R Squared = \$66)

$$Partial \frac{2}{n_{\text{interaction}}^2} = \frac{Sum of Square_{\text{interaction}}}{Sum of Square_{\text{interaction}} + Sum of Square_{envr}}$$

الاستخلاص:

The interaction is not significant, F(2,3) = .177, p = .846, partial eta square = .105.

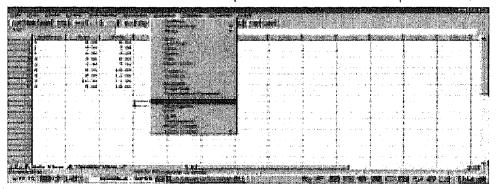
الـــتفاعل ليس دال إحصائيا مما يشير لتحقق شرط تجانس الإنحدار وبذلك يتحقق أحد شروط تحليل التغاير

وبعض البرامج الأخري غير برنامج SPSS تخرج حدول مستقل لتجانس الانحدار كما يلي :

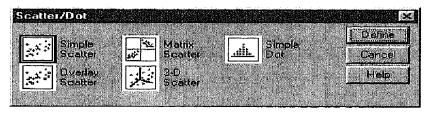
اختبار تحانس الانحدار

Source	SS	df	MS	F	P
between regressions	0.13	2	0.06	0.18	0.843671
remainder	1.1	3	0.37		
adjusted error	1.22	5			

وهذا الجدول لا يظهر في برنامج SPSS وعدم دللالة قيمة F تعني تجانس الإنحدار ختبار شرط العلاقة الخطية بين المتغير التابع - التحصل - ومتغير التغاير الاستعداد من قائمة رسم Graph احتر Scatter ثم اختر النمط النشط البسيط

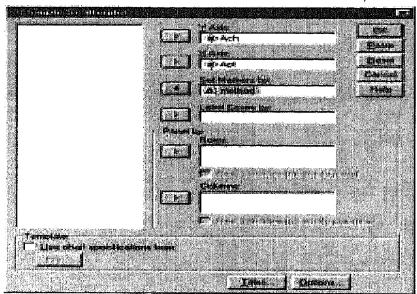


اختيار التشتت البسيط



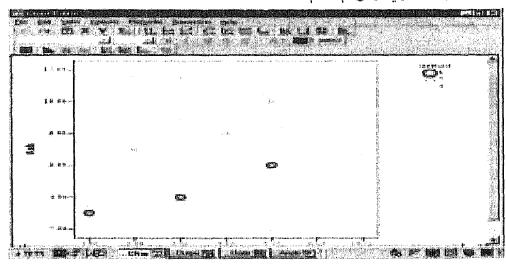
انقر الزر Define وانقل المتغير Ach لمربع محور Y ثم ضع المتغير Apt في مربع محور X أو انقل التغير Set Markers by وانقل متغير العامل method لمربع Set Markers by كما بالشكل التالي :

نافذة اعدادات رسم الانحدار البسيط

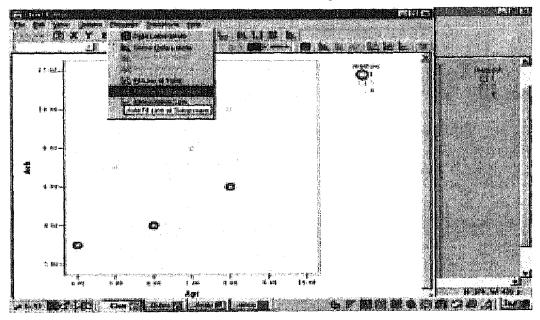


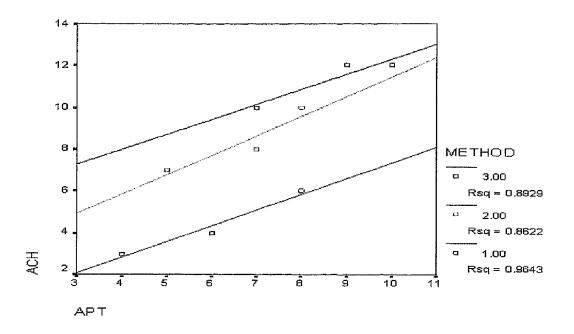
عدل المخطط للحصول علي خطوط الانحدار بنقر الرسم نقرأ مزدوجاً

انقر دائرة الطريقة الأولي ومن ثم تعلم نقاطها



من قائمة elements اختر





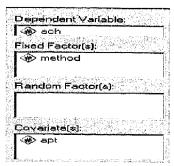
ومن الرسم يتضح أن متغير التغاير – الاستعداد الرياضي – يرتبط بعلاقة خطية مع المتغير الستابع – التحصيل في الرياضيات – في الطرق الثلاث المستخدمة في التدريس ومن ثم يتحقق شرط تساوي الميل The assumption of equal slopes ومن ثم ندري اختبار تحليل التغاير انكوفا باتجاه واحد .

وهذا واضح من شبه التوازي في الطرق الثلاث و مربع معامل الارتباط مرتفع والمتقارب في القيمة

# تطبيق اختبار أنكوفا

الفروق في التحصيل لا ترجع فقط للفروق عبر طرق التدريس الثلاث ولكن أيضا لللفروق الابتدائية في الاستعداد ولكي نعزل أثر الاستعداد كما نراها في التطبيق القبلي لاختبار الاستعداد الرياضي. ومن ثم نستخدم اختبار أنكوفا الذي سوف نناقشه فيما يلي من خلال المثال ولكن أو التنويه إلي أن الخطوات السابقة ضرورية ويجب التوقف عن استخدام اختبار أنكوفا لدي عدم تحقق تلك الشروط وخاصة شرطي تجانس الانحدار وشرط الخطية الذي يشير بسساطة لارتباط تنبؤي بين متغير التغاير والمتغير التابع . وسوف نفترض انك أجريت تلك الاختبارات التحققية:

اختر Analyze \ General Linear Model \ Univariate وضع المتغيرات كما سبق ويوضحها الشكل التالي



اختر Model وعلم الزر Full factorial كما باشكل التالي :

Univariate: Specijy M	Parametik dari				
ς Full fai	CONTRACTOR AND ADDRESS OF		C Cu	stom	
FaStors &	Covariates:		Model		

انقر الزر Ok

المتوسطات المعدلة

# **Estimated Marginal Means**

#### **METHOD**

Dependent Variable: ACH

			95% Confidence Interval		
METHOD	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound	
1.00	5.209ª	.315	4.400	6.018	
2.00	8.684ª	.291	7.937	9.431	
3.00	10.107ª	.340	9.232	10.982	

a.

Evaluated at covariates appeared in the model: APT = 7.1111.

الآن يجــب أن نختبر الفروق بين المتوسطات لنحسب الفرق بين الطرق الثلاث بعد عزل أثر الاستعداد الرياضي

#### Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: ACH

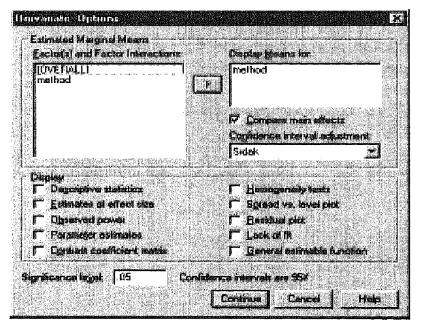
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Eta Squared
Corrected Model	84.776ª	3	28.259	115,401	.000	.986
Intercept	1.891	1	1.891	7.723	.039	.607
APT	10.776	1	10.776	44.005	.001	.898
METHOD	26.587	2	13.294	54.288	.000	.956
Error	1.224	5	.245			
Total	662.000	9				
Corrected Total	86.000	8				

a. R Squared = .986 (Adjusted R Squared = .977)

من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة Method بحد أن قيمة F من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة المقارنة البعدية وهيي دالية عند مستوي أقل من 0.001 وبالتالي يجب أن نستخدم اختبار للمقارنة البعدية ليتحديد أى الطرق تفرقت علي الطريقتين الأخريتين ، كما نلاحظ أن حجم التأثير كبير 0.956

$$Partial \, \eta_{\rm method}^2 = \frac{{\it Sumof Square}_{\rm method}}{{\it Sumof Square}_{\rm method} + {\it Sumof Square}_{\rm error}}$$

ملحـوظة: لـن نتطرق لاستخدام الزر contrast للسهولة ولذلك من نافذة الخيارات السابقة



نتأكد من تعليم مربع الاختيار compare main effect وسوف نحصل علي نتائج من ضمنها الجدول التالي:

المقارنات البعدية باستخدام اختبار بونفروني

### Pairwise Comparisons

Dependent Variable: Ach

Dehaudeur	Yanabis, Acii					
		Mean Difference			95% Confider Differ	nce Interval for rence <sup>a</sup>
(I) method	(J) method	(I-J)	Std. Error	Sig.ª	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-3.474*	.412	.001	-4.929	-2.019
_	3	-4.897*	.514	.001	-6,712	-3.083
2	1	3,474*	.412	.001	2.019	4.929
	3	-1.423	.469	.087	-3.080	.234
3	1	4.897*	.514	.001	3.083	6.712
	2	1.423	.469	.087	234	3.080

Based on estimated marginal means

- 1-1 لا توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوي 0.01 بين الطريقة 2 والطريقة 3 لصالح الطريقة 2 ونلاحظ ظهور علامة \* مع المتوسطين
- 0.01 عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 1 لصالح الطريقة 1 الطريقة 1
- 0.01 عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 2 لصالح الطريقة 1 الطريقة 1

ملحوظة: احتبار أنكوفا بديل لاختبار أنوفا في حالة عدم تكافؤ المجموعات.

<sup>\*.</sup> The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

# 9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

الفرضية:

هل تختلف متوسطات الشعب باختلاف طريقة التدريس عند مستوى معنوية 0.10 ؟ المتغيرات:

Mark : Dependent : العلامة

المتغير المستقل Independent : الشعبة Sectionn ولها اربع مستويات.

اذاً نستخدم تحليل التباين الاحادي One Way ANOVA

إدخال البيانات:

	sec	mark		sec	mark
1	1.00	5.00	21	3.00	7.00
2	1.00	6.00	22	3.00	5.00
3	1.00	3.00	23	3,00	б.00
4	1.00	2.00	24	3.00	8.00
5	1.00	4.00	25	3.00	5.00
6	1.00	10.00	26	3.00	10.00
7	1.00	7,00	27	3.00	7.00
8	1.00	3.00	28	3.00	3.00
9	1.00	4.00	29	3.00	4.00
10	1.00	7.00	30	3.00	б.00
11	2.00	8.00	31	4.00	10.00
12	2.00	7.00	32	4.00	8.00
13	2.00	7.00	33	4.00	9.00
14	2.00	9.00	34	4.00	9.00
15	2.00	2.00	35	4.00	4.00
16	2.00	9.00	36	4.00	9.00
17	2.00	8.00	37	4.00	9.00
18	2.00	4.00	38	4.00	5.00
19	2.00	5.00	39	4.00	6.00
20	2.00	8.00	40	4.00	7.00

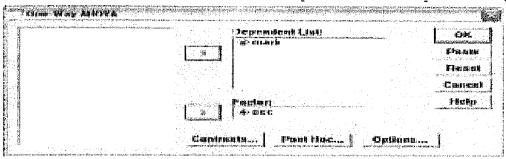
Leven's homogeneity of يستخدم اختسبار لسيفين للستأكد من تماثل التباينات variances test

لإحراء تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

Analyze - Compare Means - One-Way ANOVA...

ضع المتغير Mark في نافذة المتغيرات التابعة : Mark

ضع المتغير العاملي sec في نافذة عاملي ضع المتغير العاملي



انقر مفتاح ... Options تظهر لك شاشة الحوار أدناه الحتر حساب الإحصاءات الوصفية Descriptive اختر حساب الإحصاءات المحموعات Homogeneity of variance test اختر فحص التماثل بين المجموعات Continue فتعود الى شاشة حوار Continue فتعود الى شاشة حوار ANOVA

Statistics	Continue
☑ Descriptive ☑ Fixed and random effects	Cancel
✓ Homogeneity of variance test	Help
□ Brown-Forsythe □ Welch	
│ Means plot	
Missing Values  Exclude cases analysis by analy  Exclude cases listwise	/sis

# انقر زر الاحتبارات البعدية | **Post Hoc...**

SD onderrant ; ldak cheffie -E-G-W F -E-G-W O I Variances No	P F F F	5:-N-K Tukey Tukey's-b Duncen Huchberg's GT2 Gabriel	Waller-Director  Tage: Type: I Editor Pladic: 1555  Stemport  Carried Carregary: Research  Carried Carregary: Research  Carried Carried Carregary: Carried
unshane's T2	9/4, 27		Cames Howell 🖙 Dunnsti's C

من الاختبارات البعدية في حالة تساوي التباين اختر اختباري Scheffe و Dunnett's C من الاختبارات البعدية في حالة عدم تساوي التباين اختر اختبارات البعدية في حالة عدم تساوي التباين اختر اختبارات البعدية في حالة عدم تساوي التباين المقدود الى شاشة حوار One-Way ANOVA ثم انقر زر Ok تظهر نتيجة تحليل التباين الأحادي كما هو مبين أدناه:

الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي sec

Oneway	Descriptives
мари	

					95% Controllence Internal for Mean			
	N	Mean	Sittl, Detiliation	Std. Error	Lower Borad	Upper 80 md	Mir in am	Maximum
1.00	10	5.1000	2,42441	.76667	3,3657	6,8343	2.00	10.00
2.00	10	6.7000	2,31181	.73105	5,0462	8,3538	2.00	9,00
3.00	10	6,1000	2.02485	.64031	4,6515	7.5485	3.00	10.00
4.00	10	7.6000	2.01108	.63596	6.1614	9,0366	4.00	10.00
Total	40	6,3750	2,30593	.36460	5,637,5	7.1125	2.00	10.00

نتائج تحليل التباين الاحادي: الاحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي مثل المتوسطات الحسابية Mean، الانحرافات المعيارية Std. Deviation، والخطأ المعياري Std. Error، وفترات السثقة Std. Error وأقرل قريمة المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي.

### Test of Homogeneity of Wariances

#### MARK

Lewe ne Statistic	ctri	ch2:	ទង្វ.
205	3	36	<b>79</b> 2

نـــتائج تحليل التباين الاحادي: اختبار ليفين لفحص تجانس التباين لفئات المتغير العاملي ينتج أن تباين المحموعات متساوية لأن قيمة مستوى الدلالة Sig=0.892 وهي اكبر من مستوى الدلالة ( $\alpha=0.05$ ).

#### ANOVA

#### MARK

	Sim of Squares	ctif	Mea i Square	F	នង្វ.
Between Gloups	33,075	3	11,025	2.277	.095
Within Groups	174.300	35	4,642		
Total	207.375	39			

نتائج تحليل التباين الأحادي: فحص فرضية الدراسة.

عدم و جود فروق ذات دلالة احصائية على مستوى أقل من ( $\alpha=0.05$ )، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة Sig أقل من 0.05

الفصل التاسع: تحليل التباين

# Post Hoc Tests اختبار الفروقات البعدية Multiple Comparisons

Dependent Variable: MARK

				,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,			
			Mean Difference			95% Confide	nce intendi
	(I) SEC	(J) SEC	(FT)	Std. Emor	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
Tukey HSD	1.00	2.00	-1.6000	.98404	377	4.2502	1.0502
		3.00	-1.0000	.98404	.741	-3,6502	1.6502
		4.00	-2.5000	.98404	270	<u>-5.1502</u>	.1502
[	2.00	1.00	1.8000	.98404	377	-1.0502	4.2502
		3.00	.0008	.98404	928	-2.0502	3,2502
		4.00	9000	.98404	.797	-3.5502	1,7502
	3.00	1.00	1.0000	.98404	.741	-1.8502	3.6502
		2.00	6000	.98404	928	-3.2502	2.0502
		4.00	-1,5000	.98404	.434	4.1502	1.1502
Ì	4.00	1.00	2.5000	.98404	۵70	-,1502	5.1502
		2.00	9000	.98404	.797	-1.7502	3,5502
		3.00	1.5000	.98404	.434		4.1502
Scheffe	1.00	2.00	-1.6000	.98404	.460	4.4856	1.2856
		3.00	-1.0000	.98404	.793	-3,8856	1.8856
		4.00	-2.5000	.98404		5.3856	.3856
Ì	2.00	1.00	1.6000	.98404	.460	-1.2856	4.4856
		3.00	8000	.98404	945	-2.2856	3.4856
		4.00	9000	.98404	.840	-3,7856	1.9856
	3.00	1.00	1.0000	.98404	.793	-1.8856	3.8856
		2.00	6000	.98404	945	-3.4856	2,2856
		4.00	-1.5000	.98404	.516	4.3856	1.3856
	4.00	1.00	2.5900	.98404	,111	3856	5.3856
		2.00	9000	.98404	.840	-1.9856	3,7856
		3.00	1.5000	.98404	516	-1.3856	4.3856
Dunnett C	1.00	2.00 3,00	-1.6000 -1.0000	1.05936 .99880		-4.0071 -4.1193	1.7071 2.1183
	2.00	1.00 1.00	-2.5000 1.8000	1.06935		-5.8096 -1.7071	.0006 4.9071
		3.00 4.00	0008	.97193 .96898		-2.4338 -3.9249	3.6338 2.1248
	3.00	1.00 2.00	1.0000 0000	.96889 .97163		-2.1 193 -3.6338	4.1183 2.4338
	4.00	4.00 1.00	-1.5055 2.5000	.90247 .99510		4.3173 6096	1.3173 5.6095
		2.00 3.00	,9000 1,9000	.96896 .90247		-2.1249 -1.3173	3.0240 4,3173

نــتائج تحليل التباين الأحادي: اختبار Tukey واختبار Scheffe واختبار Dunnett C واختبار كالفروقات البعدية.

ان الفرق بين متوسطات المجموعات 1،2،3،4 غير دال احصائياً، أي لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين المجموعات الأربع.

#### Homogeneous Subsets

MARK

10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 1	SEC	N	Subsetion apla = .05
Takey HSD"	1,00	10	5. 1000
	3.00	10	6.1000
	2,00	10	6.7000
	4.00	10	7.6000
	Sy.		.070
Scheme	1.00	10	5. 100g
	3.00	10	6.1000
	22.JO(O	10	6.7000
	4 (0)0	10	7.6000
	Sh.		.111

Means forgiones in homogeneous subsets are displayed. a. Uses Harmonio Mean Sample Size - 10,000.

نــتائج تحلــيل التــباين الأحادي: اختبار Scheffe واختبار Tukey للفروقات البعدية للمحموعات المتماثلة.

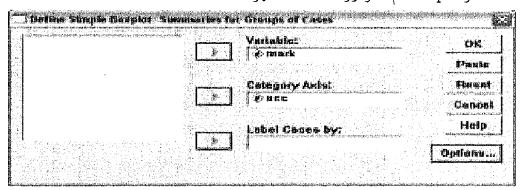
# \* استخدام الرسومات البيانية لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي

Graph – Boxplot...

ان توزيع التغير يختلف من فئة الى اخرى

						3
白白白白	Simp	le .			Defi	ne j
					Cane	el
自申申	Clust	ered			Hel	
						1
- Data	in Cha	rt Are	المرابات المساورة والمساورة			Source Commence
	(2004) St. 44					
The second of the second	ranka Sawaline i Bur	- Settler and Settler and	A STATE OF STREET		cases	
5.0	THE PURE SHOP	ies of	fsen	arate w	ariables	

انقر Simple ثم انقر زر Define تظهر الشاشة أدناه:

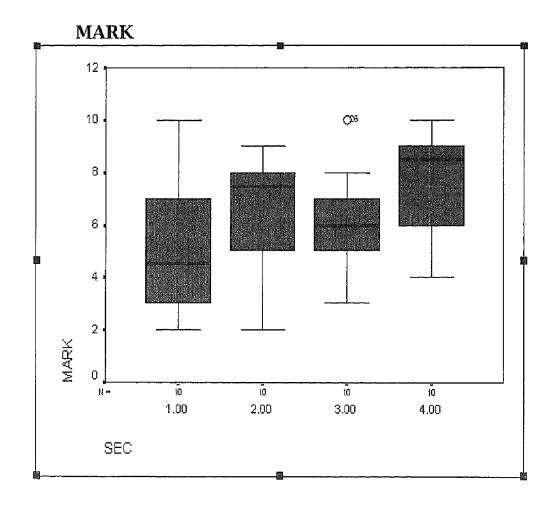


 الفصل التاسع: تحليل التباين

## SEC

Case Processing Stansmary

N. Account of the Parket		Cases					
		ايرلا		Miss		nT	tai l
	SEC.	N	Percera	M	Percerd	N	Percent
HAFK	1.00	10	add d'A	Ú	.OX	10	100.0%
	2.00	10	100.0%	0	9%	10	100.0%
	3.00	10	100.0%	Qı	.0%	10	100.0%
	4,00	10	100 0%	<u> </u>	.D%	10	#0.00t



# 6-9 تماریسن Exercise.

س1: اجب عن ما يلي:

- 1 لا يكون قيمة F مساوية للواحد الصحيح ، عندما لا يكون هناك أثراً للمعالحة -1
- 2- وضح لحداد المستخدم اسلوب تحليل التباين الأحادي بدلاً من تكرار استخدام اختبار الاختبار الفروق بين ثلاثة أوساط أو أكثر.
- 3- على افتراض ان رئيس جامعة مؤتة بصدد ترقية دكتور لدرجة أعلى، فما هو نوع الخطأ المتوقع الوقوع فيه إذا كان:
  - أ- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية H0 خطئاً.
  - ب- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 خطئاً.
- ج- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية H0 بشكل صحيح.
- د- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 بشكل صحيح.
- س2− الجـــدول التالي يمثل نتائج ثلاثة شعب مختلفة في مادة القياس والتقويم في جامعة مؤته تم تدريسهم من قبل ثلاثة اساتذة مختلفين.

لنفرض الاساتذة كالتالي: الاستاذ 1 ، 2 ، 3

الشعبة: 1 ، 2 ، 3

الاستاذ 3	الاستاذ 2	الاستاذ 1	رقم الطالب
الشعبه 3	الشعبه 2	الشعبه 1	رقم الطالب الشعبه
60	66	45	1
50	78	50	2
70	90	55	3
90	67	60	4
95	75	35	5
93	72	50	6
88	66	62	7
74	70	64	8
51	80	71	9
35	72	80	10

- التباين، اوجد جدول تحليل التباين، -1
  - $(\alpha = 0.05)$  اختبر الفروق بمستوى معنوية
    - 3- احتبر تجانس التباينات.
    - 4- هل يوجد هناك استاذ مميز ام لا.
- س3− في دراسة لمعرفة أثر المعاملات الهرمونية على إنتاج البيض أخذت عينة لأربعة معاملات هـرمونية تتمثل في 10 دجاجات لكل معاملة وتم تسجيل إنتاج البيض السنوي لكل دجاجة كما هو موضح بعد:
- -240–230–290–280–270–250–260–230 :  $(X_2)$  المعاملية الثانية  $(X_2)$  :  $(X_2)$  بيضة.
- $-150-200-180-190-170-150-140-130:(X_3)$  المعاملية الثالثة  $(X_3):(X_3):$  180-180
- -260–240–220–260–210–230–250–240 : ( $X_{\!\scriptscriptstyle 4}$ ) المعاملية الرابعة  $X_{\!\scriptscriptstyle 4}$  المعاملية الرابعة 270–220 بيضة.

## والمطلوب :

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.
- س4- في تجربة لاستخدام أربعة أعلاف في تغذية أربعة مجموعات تتكون كل مجموعة من خمسة كتاكيت حيث كانت الزيادة في الوزن خلال فترة ما نتيجة هذه المعاملات كالتالي:

الزيادة اليومية في الوزن	العلف
52-21-42-49-55	1
63-98-30-112-61	2
92-95-81-97-42	3
154-85-169-137-169	4

## والمطلوب:

- 1. وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
  - 2. تكوين حدول تحليل التباين ANOVA
- 3. اختبار معنوية الفروق بين متوسطات المعاملات.

س5: حربت 4 أنواع من هرمونات النمو على أربع مجموعات من الفئران (كل مجموعة مولودة في بطن واحدة) لمدة معينة وكانت الزيادة في الوزن بعد هذه المدة هي:

الزيادة في الوزن بالجرا	مونات: النمو
40-20-70	f
60-40-60	ب
50-40-80	جب
20-40-30	-2

## والمطلوب:

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.

س6: اذا كان لديك العينات الثلاثة المبينة بالجدول ادناه:

الثالثة العينة	الثانية العينة	الأولى العينة
33	27	40
32	28	41
33.5	26.5	40.5
31.5	26.5	38.5
$X_3 = 32.5$	$X_2 = 27$	$X_1 = 40$
$S_3 = 0.91$	$S_2 = 0.71$	$S_1 = 1.08$

السؤال: هل في البيانات ما يكفي لوجود فرق بين المتوسطات؟ ولصالح أي المجموعات.

س7: في دراسة لتأثير وجود الطلاب في الصفوف على تحصيلهم في مادة الإحصاء، قام أستاذ الإحصاء بأخذ عينات عشوائية ومستقلة من ثلاثة صفوف (يقوم تدريسها) كل منها مكون من خمسة طلاب وقام الأستاذ برصد درجاتهم والجدول التالي يبينها. يمستوى معنوية α = 0.05 = ما اختبر ما إذا كان متوسط النتائج في اختبارات الأداء يختلف في تحصيل الطلاب.

الصف 3	الصف 2	الصف 1
66	96	58
65	87	62
88	66	77
92	55	90
60	78	80

- التباين. اختبر الفروق بمستوى معنوية بين متوسطات الصفوف الثلاث، اوجد جدول تحليل التباين. اختبر الفروق بمستوى معنوية ( $\alpha = 0.05$ ).
  - 2- احتبر تجانس التباينات.
  - 3- هل يوجد هناك صف مميز ام لا.
- س8: اراد باحث ان يعرف الفعالية النسبية لأربع طرق في الدعاية والاعلان فاحتار 40 زبون ووزعهم عشوائياً في اربع مجموعات (10 في كل مجموعة). كان الاعلان بالطريقة الأولى عن طريق التلفزيون، والثانية عن طريق الراديو، والثالثة عن طريق الملصقات والرابعة عن

طــريق الصحف ومن ثم اخذت الاراء عن المادة موضوع الاعلان فكانت نتائجها كما يلى:

الصحف	الملصقات	الراديو	التلفزيون
66	33	55	76
88	52	76	68
63	53	59	80
61	25	86	44
53	77	53	35
51	44	42	90
45	39	51	66
46	49	73	87
70	53	45	56

افحــص فرضــية الــباحث حــول وجــود اختلافات بين الطرق الاربعة في الدعاية (α= 0.05)

 $\mathbf{w}\mathbf{e}$ : قـــسمت مدينة اربد الى اربعة مناطق وهي الحي الشرقي والغربي والشمالي والجنوبي، وتم اختـــيار عيــنة عشوائية تتكون من 10 بيوت معروضة للاجار في كل منطقة، وكانت الاجـــور المطلــوبة لكل بيت بالدينار الاردني كما هو مبين في الجدول ادناه، والمطلوب معرفة ان كان هناك فرقاً معنوياً في معدل اجرة البيوت بين المناطق الاربعة، عند مستوى  $(\alpha=0.05)$ 

الحي الجنوبي	الحي الغربي	الحيي الشوقي	الحي الشمالي
100	45	80	50
90	50	85	55
120	70	90	60
130	63	95	70
150	82	100	52
160	50	105	62
140	55	110	45
125	60	120	66
140	65	120	60
160	70	100	70

س10: اكمــل الجدول التالي الذي يمثل خلاصة نتائج تحليل التباين لتجربة ما أجريت بهدف مقارنة أربعة مستويات معالجةن علماً بأن عدد الأفراد في كل مستوى (10).

Source of Variance	Sum of Sequares (SS) بحموع	Degrees of freedom (DF) درجات الحرية	Mean. Sequares (MS)	F ف
مصدر التباين	المربعات		متوسط المربعات	
Between Groups بين المجموعات	SSB		MSB=SSB/C-1 15	
Within Groups ضمن المجموعات	SSW 108			
Total الكلي	SST			

11: في تجربة قامت بما أحدى المؤسسات الصحية لمعرفة أن كان هناك فرق في درجة الثقة بالسنفس بين الأطفال المرضى والأطفال الأصحاء ، فأخذت عينة من الأطفال المرضى حجمها  $n_1 = 18$  وعيسنة مسن الأطفال الأصحاء حجمها  $n_2 = 18$  فكانت نتائج التجربة تشير إلى حصول النقاط التالية:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الأطفال المرضى
3.1	27.8	الأطفال الأصحاء

والمطلوب أجراء الاختبار عند مستوى معنوية 0.01=0.0

س12) لمعرفة الثقل المحوري للشاحنات المارة على طريقين تم إنشاؤهما حديثا لأحدى البلديات والمصممة لنفس المواصفات أخذت عينة ستكون من 31 شاحنة من كل طريق واتضح بأن متوسط الحمولة لها والانحراف المعياري هي كالأتي:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الطريق الأول
3.1	27.8	الطريق الثاني

فهـــل نــستدل على وجود فروقات في حمولة الشاحنات المارة على كلا الطريقين عند مستوى معنوية lpha=0.10

س13: معمل فيه خطين إنتاجيين لإنتاج نوعين من المصابيح الكهربائية أخذت عينة من الخط الأول حجمها (60) مصباح فكانت نسبة المصابيح الغير صالحة 12% بينما في العينة الثانية السيّ أخذت من الخط الثاني والتي كان حجمها (80) مصباح كانت نسبة المصابيح الغير صالحة 9%.

فإذا كان متوسط عمر المصابيح في عينة الأولى (900) ساعة والانحراف المعياري (20) وفي العينة الثانية كان المتوسط (970) ساعة والانحراف المعياري (17). والمطلوب أيجاد:

أ- تقدير الفترة للفرق بين متوسطي عمر المصابيح المنتجة في الخطين بمعامل ثقة (90%) .

ب- تقدير الفترة للفرق بين نسبتي المصابيح الصالحة في خطين الإنتاجين.

14 الدرجة النهائية للطالب الدرجة النهائية للطالب الدرجة النهائية للطالب المدارس هو 61 وبانحراف معياري مقداره 4.5 درجة . في حين أوضحت أمانة التربية المسؤوله عن هذه المدارس بأن المعدل النهائي يزيد على 62 وبانحراف معياري مقداره 5.1 والمطلوب احتبار مدى صحة ادعاء أمانة التربية عند مستوى معنوية  $\alpha = 0.05$ 

س15: احتيرت عينتين من طلبة إحدى الجامعات ، الأولى تمثل الذكور والثاني بناث ، وطبقت عليهم إحدى أساليب التدريس الحديثة. وفي نهاية السن الدراسية كان عدد الناجحين لكل من العينتين هو كما يلى:

عدد الناجحين	حجم العينة	النوع
50	86	ذكور
45	60	إناث

فه ل نستدل بأن هناك فرق بين الذكور والإناث في النتيجة النهائية عند مستوى منوية lpha = 0.01

16: في دراسة قامت بما إدارة التلفزيون لمعرفة إن كان برنامجها الترفيهي له نفس الأهمية لكافة الفئات العمرية ، فأخبرت عينة من المشاهدين ، وحصلت على النتائج المبينة في الحدول التالي . المطلوب اختبار أن كان هناك فروق بين الفئات العمرية اتجاه البرنامج المعنية عند مستوى معنوية 0.10  $\alpha=0.10$ .

الرغبة	أقل من 18	18-39	40-59	60سنة فأكثر	المجموع
لا يرغب	32	18	17	11	78
يرغب	115	85	71	36	307
يرغب جدا	62	41	22	28	153
الجحموع	209	144	110	75	538

س17: للمقارنة بين عدد الكيلو مترات التي يمكن قطعها بالغالون الواحد لنوعين من البترين، تم الحتيار سياري صالون من نفس النوع والموديل ، وتم تسيير كل منها عدة مرات فكانت النتيجة كالأتي:

عدد الكيلو مترات المقطوعة								
للنوع الثابي من البترين	للنوع الأول من البنزين							
_70	78							
81	80							
79	76							
72	81							
69	85							
75	78							
66	82							
70	83							
68	86							
75	90							

والمطلوب اختبار ان كان هناك فرق بين تباين المسافات المقطوعة لكل من نوعي البترين المستخدم عند مستوى معنوية  $\alpha=0.05$ .

18 المعطيات الآتية تمثل طول شعرة القطن (ملم) لخمسة أصناف من القطن لعينة عشوائية حجمها 10 شعيرات من كل صنف . المطلوب اختبار الفرض القائل بأنه لا توجد فروق جوهرية بين هذه الأصناف الخمسة تحت مستوى معنوية  $\alpha=0.01$  .

مجموع		طول شعرة القطن (ملم)									الصنف
381	39	_38	39	39	37	36	37	38	39	39	A
392	38	40	38	41	41	38	39	38	40	39	В
360	37	38	35	35	36	35	37	36	36	35	С
396	40	40	41	42	41	39	39	38	40	36	D
336	34	32	32	33	32	33	34	35	36	35	Е

س 19: اختبر فرضية  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$  للمعطيات في الجدول الأتي :

المجموع		الصنف					
20		3 6 7 4					
36	4	5	6	6	8	7	2
18				7	6	5	3

0.00: استخدمت أربع طرق لأربع مجاميع من الطلبة لتعليمهم جدول الضرب، وكانت النتائج كما يليي ، المطلوب اختبار فيما إذا كانت فروق جوهرية بين الطرق الأربع وعند المستوى معنوية 0.05.

المجموع		طريقة التعليم							
42	7	7 9 5 8 6 7							
48	6	8	7	10	9	8	2		
39	3	6	5	10	8	7	3		
36	4	9	4	5	6	8	4		

س21: المعطيات في الجدول الأتي تمثل عاملين هما ويضم أربعة أنواع من الأمراض ويضم أربعة مسن المستمشفيات والقميم تمثل عدد الأيام الذي يستغرقه المريض للعلاج في المرض. المطلوب اختيار الفرضيات الآتية:

أ - هل هناك اختلاف في مدة العلاج بأختلاف المستشفى
 ب - هل ان نوع المرض له علاقة بفترة العلاج ؟
 ج - هل هناك تفاعل بين نوع المستشفى ونوع المرض ؟

المجموع	4	3	2	1	العامل B
					العامل 🗚
	82	24	25	20	
	13	28	30	25	]
534	62	24	29	22	1
	92	25	28	27	
	23	30	20	21	
	146	131	142	115	
	40	39	30	30	
	45	42	29	54	
765	50	36	31	30	2
	45	42	30	53	
	60	40	30	63	1
	24	199	150	176	
··· · · · ·	42	41	32	31	
	50	45	35	30	_
766	40	40	30	40	3
	55	40	34	35	
	45	35	30	30	]
	232	201	137	166	
-	29	24	33	20	
	30	25	25	21	]
509	28	30	28	20	4
	27	26	30	20	
	30	23	31	19	
	144	128	137	100	
2574	762	659	596	557	الجموع الكلي

س22: أحريت تجربة لبيان تاثير اربعة انواع في الاغذية في زيادة وزن مجموعة من الابقار تنتمي للمنظر سلالات محتلفة وتم اعطاء كل نوع في الابقار الاغذية الى خمسة ابقار في كل سلالة وكانت النتائج التالية التي تمثل مجموع الزيادة في وزن الابقار الخمسة لكل سلالة ولكل نوع من الغذاء والمطلوب:

- 1- تكوين جدول تحليل التباين
- 2- إجراء كافة الاختبارات المكنة عند مستوى معنوية 0.05
- 3- في حالة وجود تاثير معنوية لنوع الغذاء على زيادة الوزن حدد أي الانواع كانت السبب.

		نوع الغذاء					
المجموع	D	С	В	A	نوع		
408	109	112	98	91	1		
162	119	114	116	113	2		
185	121	116	121	127	3		
755	349	342	333	331	الجحموع		

س23) في تحـربة طبية معينة اخذت مجاميع من المرضى واعطيت جرعات بمستويات مختلفة من السدواء معين وبعد فترة زمنية معينة تم حساب نسب الشفاء للمجاميع وكانت كما يلى:

المجموع		نسب الشفاء							
456	70	70	80	75	80	81	A		
412	70	69	65	68	70	70	В		
256			67	64	63	62	С		
262			63	65	66	68	D		

- 1- او جـــد جـــدول تحليل التباين للبيانات اعلاه واختبر فيما اذا كانت هناك فروق معنوية بين مستويات الجرعة عند مستوى معنوية (5%)
- 2- في حالة وجود فروق معنوية حدد ايا من مستويات الجرعة هي السبب في الفرق معنوي وعلق على النتيجة .

الفصل التاسع: تحليل التباين

24: تمرين (17.9): اكمل الجدول تحليل تباين التالي واكتب النموذج الملائم ثم اختبر الفرضية القائله بوجود تاثير مشترك للصفوف والاعمدة بمستويّ معنوية  $\alpha=0.05$ 

F	متوسطا <i>ت</i> المربعا <i>ت</i>	مجموع المربعات	درجة الحرية	مصدر تباین
1.306		12.25		بين الاعمدة
53.52	167.25			بين الصفوف
			9	تفاعل
				الخطأ
		598	31	الكلي

# الفَصْيِلُ الْعِاشِينَ

# المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

1-10 مقدمة

2-10 أنواع المقارنات المتعددة

1- المقارنات المخطط لها

أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

ب- طُريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفوروني

**Bonferroni** 

2- المقارنات غير المخطط لها

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكي Tukey

ج- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

3-10 تماریسن Exercise

# الفَطْيِلُ العِيَّاشِينِ

# المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

### 1-10 مقدمة

تعميم لاختبار t ويستخدم لاختبار ثلاث Analysis of Variance: تعميم لاختبار ثلاث  $H_0$ :  $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2=\dots=\mu_1$  واحد  $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2=\dots=\mu_1$  واحد  $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2=\dots=\mu_1$  وهسو طسريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

المقارنات البعدية Post hoc Comparisons: وهي عبارة عن اختبارات تتبعية نحتاج اليها عندما يوجد أكثر من وسطين وهذه المتوسطات مختلفة من الناحية الإحصائية (أي رفضت الفرضية الصفرية).

نلجأ للمقارنات البعدية عند رفض فرضية صفرية تتضمن ثلاثة متوسطات أو أكثر.

# 2-10 أنواع المقارنات المتعددة

يمكن تصنيف المقارنات المتعددة إلى نوعين رئيسيين هما:

- المخطط له أو القبلي Planned or Apporiori ويتم الترتيب له بشكل مسبق قبل -1 المخطط له أو القبلي F وان استخدامه لا يتطلب ان تكون F ذات دلالة إحصائية.
- F غـير المخطـط له أو البعدي Post hoc or Apostroriori يتطلب ان تكون Post hoc or Apostroriori يتطلب ان تكون −2
   ذات دلالة احصائية قبل إجراءه.

### 1- المقارنات المخطط لها

وتستخدم بدون اجراء تحليل التباين للبيانات وهي تعتمد على اجراء اختبار T-test ومن هذه الطرق ما يلي:

# أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

# من قائمة Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs

		Case Pro-	. essing Sun	пыту		
			Cas	188	e de la composición de la composición de la composición de la composición de la composición de la composición	
	Valld		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	04	Fercent
MARK*SEC	<b>4</b> [i	100.6%	D	.0%	40	#00.0%

#### MARK "SEC Crosstabulation 9EC 2.003.00 4.(%) Tetal 1.00 MARK 2.00 Count % within MARK 90.0% 50.0% 1000% 3.00 Count 1 100.0% % within MARK ¥3.3% 66.7% 4,00 Count % waten MARK 40.0% 20.0% 20.0% 20.0% 100.0% 5.00 Count % within MARK 20.0% 100.0% 200% 20.0% 40.0% 6.00 Count 3 **% 中海的 地名**长 25.0% 50.0% *350%* 100.0% 7.00 Count 1 7 % WISHIN MARK **298%** 19.6K 14.3% 100.0% 18.6% 8.00 Count 100.0% 势 外性的 别对代长 60.0% 2000% 20.0%0.00 Count 100.0% 33.3% 66.J% & within MARK 10.00 Count 1 100.0% % within MARK 33.3% 33.3% 33.3% Total Count 10 10 40 10 100.0% % within MARK 25.0%· 25.0% 25.0% 25.0%

Chi-Square Tests					
	Value	ďľ	Asymp, Sig. (2-sided)		
Pearson Chi-Square	21.4294	24	.613		
Likelingod Rallo	28.693	24	.319		
Lmear-by-Linear Association	4.477	1	.034		
N of Valid Cases	40				

 <sup>38</sup> cells (100.0%) have expected countless than 5. The minimum expected countle.50.

بما ان قيمة مربع كاي = 21.429 وهذا يعني ان هناك علاقة قوية موجبة ولكن ليست ذات دلالة احصائية حيث ان مستوى المعنوية = 0.613

# ب- طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفورويي Dunn

## Oneway

#### **ANOVA**

MARK

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	33.075	3	11.025	2.277	.096
Within Groups	174.300	36	4.842		
Total	207.375	39			

#### **Post Hoc Tests**

#### Mattiple Comparisons

Dependent Variable: MARK

Bomistron

	100000000000000000000000000000000000000	200.00			CONTRACTOR OF THE PROPERTY OF	on total and an extensive control of the first state of the section of the sectio
		Mean D≋ferente			95% Confid	ence imierwal
∰ SEC	W) SEC	(J-J)	9ld. Error	Sig.	Lower Bound	<u>Upper Bound</u>
1.00	2.00	-1.6000	.98404	.676	-4.3474	ALPET.
	3 00	-1.0000	.08404	1.000	-3.747 <b>4</b>	1.7474
	4.00	.75ma	98404	EED.	-5.7474	2474
2.00	1.00	16000	98404	676	· 1, 1 4 <b>7</b> 4	4.3474
	3 00	.6000	.98404	1.000	-21474	3.3474
	4.00	9000	98404	1 000	-3.6474	1.8474
3.00	1 00	10000	.98404	1.000	-1,7474	3.7474
	2.00	6000	.98404	1.000	-3.3474	2.5474
	4.00	·15000	98404	817	-4.3474	1,3474
4.0Ü	1.00	25000	.96404	.003	- 24 74	52474
	2.00	คกกก	ARAGA	1.000	-1 R474	3.6474
	3.00	1,5000	.98404	,¢1.7	-1,2474	4.2474

## 2- المقارنات غير المخطط لها

نعمل في البداية تحليل تباين، ثم نعمل مقارنات بعدية حسب القرار.

\* الحصول على الفروق الحرجة:

هناك أكثر من آلية للحصول على الفروق الحرجة ولكننا سنهتم بثلاثة طرق وهي:

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكى Tukey

ج- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

### أ- طريقة شافيه Scheffe

تــستخدم هذه الطريقة في إجراء جميع المقارنات بين الاوساط وهي مفضلة على الطرق الأخــرى عــندما تكون حجوم الخلايا غير متساوية وفي اجراء المقارنات المعقدة، وحتى تكون المقارنة ذات دلالة احصائية فإنما يجب أن تكون أكبر من المقدار CDS

الفرق الحرج عند شافيه هو Critical Def. Scheffe) CDS

CDS =  $\sqrt{(k-1)} \alpha F_{k-1,n-k} MSE (1/n_i + 1/n_j)$ 

F: القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة المعنى

K: عدد المحموعات

Error with in main sequare :MSE

الاخـــتلاف بين موقع وآخر فيما يتعلق بالفروق الحرجة يكمن فقط في اختلاف حجوم العينات، وفي حالة تساوي الحجوم للمجموعات المختلفة يكفي فرق حرج واحد.

CDS =  $\sqrt{2(3.29)(1.83)(1/_{12} + 1/_{12})} = 1.42$ 

أي فرق يزيد عن هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً.

هناك فرق بين  $X'_1$  و  $X'_3$  دال احصائياً وهو لصالح  $X'_1$  لأنها أكبر.

هناك فرق بين  $X^{\prime}_2$  و  $X^{\prime}_3$  دال احصائياً وهو لصالح  $X^{\prime}_2$  لأنها أكبر.

الفرق بين  $X_1$  و  $X_2$  غير دال احصائياً.

طريقة شافيه غير حساسة للفروق (متشددة)، بمعنى لا تعتمد الفرق أن يكون فرق إلا إذا كسان ذا دلالسة قسوية، ولذلك نتوقع أن يكون الفرق الحرج عند شافيه أكثر منه في الطرق الأخرى.

# ب- طريقة توكي Tukey أو المسماة (HSD) Tukey

يعطى الفرق الحرج في طريقة توكى Tukey حسب القانون التالى:

CDT =  $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$ 

k: عدد المجموعات.

v: درجات الحرية للمقام.

CDT =  $0.05 \ q_{3,33} \ \sqrt{1.83(1/_{24} + 1/_{24})} = 3.49 \ \sqrt{1.83(2/_{24})} = 1.36$  أي فرق أكثر من هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً .

جميع الفروق دالة احصائياً.

# ج- طريقة نيومان كولز Newman- Kuelz

وتفيد هذه الطريقة في المقارنات بين أزواج الأوساط فقط.

يعطى الفرق الحرج في طريقة نيومان كولز Newman Kuelz يعطى الفرق الحرج في طريقة نيومان كولز CDNs =  $\alpha$   $q_{c,v}$   $\sqrt{MSE}$   $(1/2n_i + 1/2n_j)$ 

2: عدد المتوسطات ضمن مدى موضع الاهتمام (المقارنة)

٧: در جات الحرية للمقام.

 $X_{2}^{1} - X_{3}^{1}$  ,  $X_{1}^{1} - X_{2}^{1}$  ,  $X_{1}^{1} - X_{3}^{1}$  c=3  $X_{1}^{1} X_{2}^{1} X_{3}^{1}$ 

ملاحظة: في حالة نيومان كولز نحتاج الى أكثر من فرق حرج حتى في حالة تساوي

الحجوم.

$$k = c$$
 لأن قيمة توكى CDNs = CDT = 1.36 لأن قيمة

$$c = 2$$
 ین  $X'_1 - X'_2$  تکون  $C = 2$  وین  $X'_1 - X'_3$  تکون

CDNs =  $0.05 \text{ q}_{2,33} \sqrt{1.83 (1/_{24} + 1/_{24})} = 1.13$ 

جميع الفروق دالة احصائياً.

ئما في الجدول التالي:	كانت النتائج ك	على 5 مجموعات ً	دراسة تشتمل ع	مثال: في م
-----------------------	----------------	-----------------	---------------	------------

المجموعة	X'	$\mathbf{S}^2$	N
G1	50	48	20
G2	52	50	25
G3	55	51	25
<b>G4</b>	49	51	25
G5	44	50	25

- -1 هـــل تـــوجد فروق دالة احصائياً بين متوسطات المجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الإحصائية  $\alpha = 0.05$  ؟
  - 2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟
- -3 إذا لزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة نيومان كولز لتحديد فيما إذا كل الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة الاحصائية  $\alpha = 0.05$  ؟
- 4- هــل تــوجد فروق دالة إحصائيا بين متوسطات المجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الإحصائية  $\alpha = 0.05$  ؟

المجموعة	$\mathbf{X}^{i}$	$S^2$	N	X'*n	SSB	SSW
G1	50	48	20	1000	0	912
G2	52	50	25	1300	100	1200
G3	55	51	25	1375	625	1224
G4	49	51	25	1225	25	1224
<b>G</b> 5	44	50	25	1100	900	1200
المجموع			120	6000	1650	5760
X'w	50	SSB	1650	<u> </u>	SSW	5760

1- نحد الوسط الموزون

$$X' = \frac{(20*50)+(25*52)+(25*55)+(25*49)+(25*44)}{120} = 50$$

SSB = 
$$20(50-50)^2+25(52-50)^2+25(55-50)^2+25(49-50)^2+25(44-50)^2$$
  
=  $1650$ 

$$SSW = 19(48) + 24(50) + 24(51) + 24(51) + 24(50) = 5760$$

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
	بمحموع	درجات الحرية		ن
مصدر التباين	المربعات		متوسط المربعات	
Between Groups بين المجموعات	1650	5 – 1 4	MSB=SSB/C-1 =1650/4 = 412.5	MSB/MS W 412.5/50. 09 8.24
Within Groups	SSW	N – C	MSW=SSW/N-C	
ضمن الجموعات	5760	=120-5 = 119 115	=5760/120-5 = 50.09_	
Total	SST	N - 1		
الكلي	7410	=120-1 =119 119		

 $F_{0.05,4,115} = 2.45$  الحرجة F أبحد قيمة

الذلك  $F_{0.05,4,115} = 2.45$  الحرجة  $F_{0.05,4,115} = 8.24$  الخرجة  $F_{0.05,4,115} = 8.24$  الذلك نرفض الفرضية الصفرية. أي أن هناك فروق بين متوسطات المجموعات.

2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟

بما أن هناك فروق بين متوسطات المجموعات إذا يلزم مقارنات بعدية.

3 إذا لــزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة بيومان كولز لتحديد فيما إذا كان الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة  $\alpha=0.05$  ؟

جدول الفروق بين المتوسطات

	X'5 = 44	$X'_{4=49}$	$X_{1=50}$	$X_{2=52}$	$X'_{3=55}$
$X_{5=44}$	-	5	6	8	11
$X^{i}_{4=49}$		_	1	3	6
$X'_{1=50}$			-	2	5
$X_{2=52}^{i}$				-	3
$X_{3=55}$					-

1- طريقة شافيه Scheffe

CDS =  $\sqrt{(k-1)} \propto F_{k-1,n-k} MSE (1/n_i + 1/n_j)$ 

CDS =  $\sqrt{(5-1)}$  (2.45) (50.09) (1/20 + 1/25) = 6.25

. كما أن 6 أقل من < 6.65 إذا الفرق بين 5'X - 1'X غير دال احصائيا.

2- طريقة توكى Tukey

CDT =  $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$ 

CDT =  $0.05 \ q_{5,115} \sqrt{50.09} \ (1/_{40} + 1/_{50})$ 

CDT =  $3.92 \sqrt{50.09 (1/_{40} + 1/_{50})} = 5.92$ 

ىما أن 6 أكبر من > 5.92 إذا الفرق بين 5'X - 1'X دال احصائياً.

3- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

CDNs =  $\alpha q_{c,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_i)}$ 

CDNs =  $0.05 q_{3.115} \sqrt{50.09(1/_{40} + 1/_{50})} = 3.36 (1.51) = 5.07$ 

ىما أن 6 أكبر من > 5.07 إذا الفرق بين 5'X - 1'X دال احصائياً.

## 3-10 تماريسن Exercise.

س1: متى نلجاً إلى المقارنات البعدية؟

س2: اذكر انواع المقارنات البعدية.

س3: اشرح المقارنات المخطط لها

طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفوروني Bonferroni

س4: اشرح المقارنات غير المخطط لها

طريقة شافيه Scheffe

طريقة توكي Tukey

طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

# الفَصْيِلُ لَحَالَمْ يَا عَشِينَ

# التحليل العاملي Factor Analysis

- 1-11 مقدمة
- 2-11 مفهوم التحليل العاملي
- 3-11 أهمية التحليل العاملي وميادينه
  - 4-11 أهداف التحليل العاملي
- 5-11 خطوات استخدام التحليل العاملي
- 6-11 تنفيذً التحليل العاملي من خلال برنامج SPSS
  - 7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
    - 8-11 تماریسن Exercise.

# الفَصْيِلُ لَجَالَىٰ يَعْشِئِنَ

# التحليل العاملي Factor Analysis

## 1-11 مقدمة Introduction

يعتمد التحليل الإحصائى بصفة عامة على نوع المشكلة محل القياس وخصائصها، ونوع البيانات سواء كانت إسمية أو ترتيبية، أو فترية أو نسبية، وأيضا على الأهداف المراد تحقيقها من الدراسة، وعلى ذلك فالتحليل الذى يستخدم لمشكلة معينة، قد لا يستخدم لمشكلة أحرى.

أصبح التحليل العاملي يحتل مكانة هامة في البحوث بمختلف انواعها، حيث ان هذه العلوم تخضع لكثير من المتغيرات المتداخلة، التي يكون بينها مجموعة من الارتباطات السلبية أو الايجابية.

والتحليل العاملي أسلوب احصائي يساعد الباحث في دراسة المتغيرات المختلفة بقصد ارجاعها الى اهم العوامل التي اثرت فيها ، فمن المعروف ان أي ظاهرة من الظواهر تنتج من عدة عوامل كثيرة ، وتعتبر الظاهرة محصلة لهذة العوامل جميعا (باهي وعبد الفتاح، 2006: 187).

أيضا فأن التحليل العاملي اسلوب احصائي يعمل على تجميع متغيرات ذات طبيعة واحدة في تركيبة متحانسة مرتبطة داخليا فيما بينها في تكوين يسمى عامل بحيث يرتبط كل متغير من هذه المتغيرات يتشبع على هذا العامل بقيم متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، 1962: 2002).

ويسشير عسبد الخالق (1987) ان هناك اتجاها آخر عكس هذا الرأي وهو ان التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلما نجح في القيام هذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزءا من النظرية السيكولوجية من حيث هو احصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات ويقترح علاقات سببية لم يسبق اكتشافها.

وان توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي فهو يشبه في ذلك طريقة الملاحظة والعمل الاكلينيكي، الا ان الاخيرين يقلون عنه في درجة الدقة والصرامة وقد يسهل تكوين الفروض في مجال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة، الا ان اسهامات التحليل العاملي تصبح مهمة جددا في الجالات الجديدة نسبيا، وذلك في الاسراع في تكوين فروض معقولة وقيمة واستبعاد الفروض الضعيفة، ويتصل هذا الهدف باثبات الفروض او رفضها ومجاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفروض الانماط والسمات ، مما يصعب احباطه او دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتراح الفروض والتحقق منها متينة .

ومن خلال ما سبق نجد ان العوامل تكون :

- مفاهيم احصائية بحتة.
  - مبادىء للتصنيف.
- وسيلة لاظهار العلاقات السببية (عبد الخالق ، 1987 : 101-100 ).

ويذكر ريتشارد وآخرون (1992) ان الغرض الجوهري من التحليل العاملي هو بقدر الامكان وصف علاقات التباين التلازمي بين العديد من المتغيرات بدلالة قليلة نسبيا مع متغيرات اخرى في مجموعات مختلفة، ويمكن تصور ان هذه المجموعة من المتغيرات تمثل بنية اساسية متفردة تسمى عامل. (Johnson, Richard A. & Wichern, Dean .1992: 296-297)

ويذكر جيلفورد (1961) انه اذا كان التحليل العاملي افضل اداة فعالة لاستخراج المعلمومات من البيانات فانة ينبغي ان نكون على علم بان التحليل العاملي ليس لة قوة سحرية تكرشف عن تلك المعلومات التي تتضمنها البيانات المتجمعة ودائما ينبغي على كل من يحاول استخدامة الكرشف عرن معلومات سيكولوجية تتعلق بالتنظيم العقلي المعرفي أو بسمات الشخصية ان يبدأ بفروض واضحة قابلة للاختبار (231: 1961, 1961)

ونظرا لـ تعدد أهداف البحث وتعدد متغيراته الاحتماعية والاقتصادية، فإنه تم احتيار الاساليب الإحصائية التي تتفق مع طبيعة البيانات وتسمح بتحقيق الهدف الأول من البحث وهو تحديد الهيكل البنائي الاحتماعي والاقتصادي هي أساليب التحليل متعدد المتغيرات وهي أكثر الأساليب ملاءمة للمتغيرات والعلاقات المحددة لتكوين هذا الهيكل، أما أساليب التحليل التي تحقيق الهدف الثاني من البحث وهي إعادة توزيع عبء نظام التأمين الاجتماعي فهي النماذج

الرياضية المستخدمة في بحوث العمليات والتي تركز على إعادة توزيع الموارد وهي أكثر ملاءمة لتحقيق التوزيع الأمثل لهذا العبء.

التحليل العاملي هيو أسلوب إحصائي متعدد المتغيرات، يسعى إلى تحديد الأبعاد أو العسوامل السي تساعد في وصف ظاهرة معقدة، عن طريق تحليل مصفوفة الارتباط (معاملات الارتسباط البسسيطة) بسين المتغيرات المختلفة الداخلة في وصف الظاهرة، وصولاً إلى عوامل Factors عددة تكمن وراء طبيعة العلاقات الداخلية بين مجموعة المتغيرات في هذه الدراسة. وفي سبيل ذلك يسعى التحليل العاملي إلى تقليل البيانات Data Reduction بتحديد عدد العوامل القليلة التي تفسر معظم التباين في عدد كبير من المتغيرات، فبدلاً من أن يكون لدينا (35) متغيراً مثلاً يختصر التحليل العاملي هذا العدد إلى (06) عوامل مثلاً. وعادة ما تكون البيانات هي قيم (درجات أفراد على متغيرات نفسية أو اجتماعية أو تربوية).

يظهر من هذا أننا نستطيع أن نستخدم هذا الأسلوب الإحصائي في تنظيم مجال جديد يحستاج للتعرف على خصائصه ومتغيراته، وهي حاجة يسعى إليها الباحث عندما يطرق مجالاً جديداً لا يعرف كل متغيراته أو مدى تعلق المتغيرات المختلفة بظواهره الرئيسية، والنتيجة المباشرة لهذه الخطوة الاستكشافية هي إعادة الدراسة والتناول للمتغيرات المهمة في المجال، وبناء الفروض التي تفرسر العلاقات بين هذه المتغيرات. وتستند فلسفة التحليل العاملي إلى تحليل الارتباطات بين المتغيرات، بغرض استخلاص أقل عدد ممكن من العوامل التي تعبر عن أكبر قدر مسن التباين بين المتغيرات، وبذلك يبدأ التحليل العاملي بحساب معاملات الارتباط البسيطة بين المستغيرات وبذلك يبدأ التحليل العاملي بحساب معاملات الارتباط البسيطة بين المستغيرات وتسسجيلها في مصفوفة تصلح لهذا النوع من التحليل، ويكون الهدف هو توضيح وتفسير العلاقات بين تلك المتغيرات، وينتج عنها عدد قليل من المتغيرات الجديدة (المفترضة) تسمى بالعوامل التي تحتوي على كل المعلومات الأساسية. وينتهي التحليل بمصفوفة عوامل ما قبل التدوير ومصفوفة عوامل بعد التدوير، تلك العوامل التي أدت إلى ذلك الارتباط.

ويمكن القول بأن التحليل العاملي نشأ في كنف علم النفس، حيث البدايات الأولى على يسد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Thorndike وبيرسون Pearson وهوتلنج K.J. والمحلوث Galton وحالتون Galton وهولزنجر W.P Alexander وهولزنجر L.L. Thurston وثيرستون C. Burt والكسندر... Holzinger إلخ. ثم انتقل إلى التطبيقات العملية والعلمية في شتى فروع المعرفة (باهي، 2002).

ويسرجع الفسطل في ذلك إلى سبيرمان C. Spearman منذ عام 1863م، بأن طور أفكساره وأضاف أبعاداً جديدة للمفهوم في دراسته التي نشرها عام 1904م، حيث بين أن العامل هسو السبب في الارتباط الموجب بين أي ظاهرتين، وفي تطور لاحق أعلن سبيرمان أن العامل هسو السبب المباشر لوجود الارتباطات الموجبة القائمة بين أي عدد من المتغيرات أو المقايس. وفرق سبيرمان بين عاملين هما: العامل العام General Factor وهو العامل المشترك بسين جميع المتغيرات، والعامل الخاص Specific Factor وهو الذي يميز النواحي الخاصة التي ينفرد كما المتغير عن غيره من المتغيرات الأخرى ولذا فمعامل ارتباط أي عاملين خاصين يساوي السصفر. ولسذلك سميت نظرية سبيرمان العاملية بنظرية العاملين، وقد عدل بعض العلماء، مثل هولنجز، نظرية العاملين فأضاف لها نوعاص من العوامل التي توجد في طائفة من المتغيرات دون غيرهسا، وسماها بالعوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسطيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة النواع هي:

1- العامــل العام: هو العامل المشترك الذي يوحد في جميع المتغيرات) الاختبارات) التي تخــضع للتحليل العاملي، ويعبر عنه في هذه الحالة بالنمط العام، كما هو الحال في الذكاء العام على سبيل المثال.

2- العامل الطائفي: هو العامل الذي يوجد في بعض المتغيرات (الاختبارات) التي تخضع للتحليل، وليس فيها كلها، وهو يفسر ارتفاع قيم معاملات الارتباط بين الاختبارات التي تقيس السندكاء، ومن أمثلة العوامل الطائفية القدرات العقلية الموجودة في الذكاء على سبيل المثال، مثل القسدرة المكانسية أو القسدرة الاسستدلالية، والتي تتسم بألها عوامل ضيقة وغير قابلة لإعادة الاستخراج.

3- العامــل الخاص أو النوعي: هو العامل الذي يختص بنوع واحد من أنواع السلوك الإنــساني، ويــوحد في متغير (احتبار) واحد فقط، أو عدة اختبارات تعكس جميعاً نفس المتغير المقــاس، كاختبار الحساب، أو اختبار معاني الكلمات والتشابهات...إلخ .والتمييز بين العوامل الثلاثة (العام والطائفي والنوعي) ليس تمييزاً قاطعاً، إنما يتوقف على عدد المتغيرات (الاختبارات) الخاضــعة للتحلــيل، ومــدى تباين أو تجانس استحابات أفراد العينة التي يجرى عليها التحليل العاملي، مدى تجانس أو تباين هذه الاختبارات في قياسها لما تقيس، حجم أو قيم معاملات الارتباطات البينية للاخبارات الخاضعة للتحليل العاملي.

بمعنى أن العامل الذي يظهر في مجموعة أقل عدداً من الاختبارات على أنه عامل عام، قد يظهـر كعامل طائفي في مجموعة أكبر عدداً من الاختبارات، خاصة إذا مالت مجموعة منها إلى التجانس (الزيات، 1995).

# 2-11 مفهوم التحليل العاملي Factor Analysis Concept

التحليل العاملي يستهدف تفسير معالمات الربياطات الموجبة التي لها دلالة احصائية – بين مختلف المتغيرات، وبمعني آخر فإن التحليل العاملي عملية رياضية تستهدف تبسيط الارتباطات بين مختلف المتغيرات الداخلة في التحليل وصولا إلى العوامل المشتركة التي تصف العلاقة بين هذه المتغيرات وتفسيرها. ويعد التحليل العاملي منهجاً إحصائياً لتحليل بيانات متعددة ارتبطت فيما بينها بدرجات مختلفة من الارتباط التلخصي في صورة تصنيفات مستقلة قائمة على أسس نوعية للتصنيف، ويتولى السباحث فحص هذه الأسس التصنيفية واستشفاف ما بينها من خصائص مشتركة وفقاً للاطار النظري والمنطق العلمي الذي بدأ به، حيث يبدأ التحليل العاملي ، بحساب الارتباطات بين عدد مسن المستغيرات مثل أ ، ب، حد ، د ، هد، و، مثل الذكاء ، القلق ، الانطواء، التحصيل، والاكتباب مسئلا، ونحصل على مصفوفة من الارتباطات بين هذه المتغيرات لدى عينة ما ، ثم نستقدم بعدد ذلك لتحليل هذه المصفوفة الارتباطية تحليلا عاملياً لنصل إلى أقل عدد ممكن من المحاور أو العوامل تمكننا من التعبير عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات ، ذلك أن توقفنا

عسند فحص هذه المصفوفة الارتباطية التي تتكون من عشرة معاملات ارتباط لا يؤدى إلى فهم كامل للمحال المسترك فيما بينها جميعا، حيث يبين كل معامل من معاملات الارتباط فى المصفوفة علاقة بسيطة بين متغيرين فقط من متغيراتما دون أن ينبئ بأهمية أو دور هذه العلاقة بين هذين المتغيرين ومتغير ثالث ، وعلى ذلك لا نستطيع عند هذا المستوى أن نصل لتقدير للعلاقة المستركة بين ثلاثة متغيرات معا أو بين متغيرات المصفوفة الخمس إذ أن حصولنا على معامل للارتباط بين أ ، ب قدره 0.7 ومعامل آخر بين ب ، حد قدره 0.7 أيضا لا يعنى بالضرورة أن الارتباط بين أ ، حد يساوى 0.7 كذلك فقد يكون ما هو مشترك بين أ ، ب غير ما هو مشترك بين أ ، ب حد العلاقة الثنائية بين ب وأي من المتغيرين أ ، حد لتقدير العلاقة بينهما في معاملات الارتباط البسيطة (فرج، 1991).

يهدف أسلوب التحليل العاملي إلى تلخيص المتغيرات المتعددة في عدد أقل تسمى (عوامل) بحيث يكون لكل عامل من هذه العوامل دالة تربطه ببعض (أو كل) هذه المتغيرات. ويمكسن من خلال هذه الدالة إعطاء تفسير لهذا العامل بحسب المتغيرات التي ترتبط معه بشكل قسوي. ولقد نشأ هذا الأسلوب أساساً من أجل تحليل التجارب والمقاييس النفسية بحيث يمكن إرجاع مجموعة معينة من الاختبارات إلى عامل الذكاء وأخرى إلى عامل الذاكرة وهكذا، وإن كان هذا لا يعني أن هذا الأسلوب لا يستخدم في مجالات أخرى. وترتكز فكرة التحليل العاملي علسى استخلاص مجموعة من العوامل مرتبطة بالمتغيرات الأصلية، بحيث تفسر هذه العوامل أكبر نسبة ممكنة من التباين في المتغيرات الأصلية. ويمكن استخدام التحليل العاملي لتحويل مجموعة نسبة ممكنة من التباين في المتغيرات الأصلية. ويمكن استخدام التحليل العاملي لتحويل محموعة مسرتبطة من المتغيرات إلى مجموعة أخرى مستقلة تربطها بالمجموعة الأولى علاقات حطية. وفي كل الأحوال تمثل العلاقة بين المتغيرات الأصلية والعوامل في شكل معادلات على النحو التالي:

 $F_1 = lpha_{11} X_1 + lpha_{12} X_2 + ... + lpha_{1n} X_n$ مثال على المعادلة فهي كالتالي :

$$F_{1} = \alpha_{11}X_{1} + \alpha_{12}X_{2} + \dots + \alpha_{1n}X_{n}$$

$$F_{2} = \alpha_{21}X_{1} + \alpha_{21}X_{2} + \dots + \alpha_{2n}X_{n}$$

$$F_m = \alpha_{m1} X_1 + \alpha_{m2} X_2 + \ldots + \alpha_{mn} X_n$$

# 11-3 أهمية التحليل العاملي وميادينه :

يمكن تطبيق أسلوب التحليل العاملي بنجاح في عدد كبير من الميادين العلمية، واختصار السوقت والجهد اللازمين للتحليل في العديد من الأبحاث، ويمكن إيجاز أهم هذه التطبيقات فيما يلى:

## في مجال الإحصاء:

يُعـــتمد على التحليل العاملي في دراسة الارتباط والانحدار المتعدد بطريقة سريعة ودقيقة. فعلمى سبيل المثال يستخدم التحليل العاملي لإثارة عدد من الفروض التي لها علاقة بالعوامل المسبية، أو يــستخدم لفحص المتغيرات قبل استخدامها في تحليل آخر، مثلاً: يمكن استخدام التحليل العاملي للبحث عن العلاقات الخطية المتعددة بين المتغيرات Multiconltinerity قبل تطبيق الانحدار المتعدد وتحويلها إلى عوامل مستقلة عن بعضها.

# في مجال العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية:

كُثــر استخدام التحليل العاملي في هذا الجحال، وذلك في تحليل النشاط العقلي المعرفي إلى قدراتــه المختلفة وتحليل الاتجاهات والقيم الاجتماعية والميول المهنية.

### في مجال بناء الاختبارات:

يع تمد بُناة الاختبارات الحديثة في دراسة مفردات الاختبارات على معرفة المكونات الرئي سية للظواهر التي تخضعها للقياس، ويُعد التحليل العاملي أدق وسيلة لمعرفة صدق هذه المكونات لقياس الظاهرة، وهو ما يسمى "بالصدق العاملي".

# في مجال العلوم السياسية والتجارية:

حيث أن التحليل العاملي يقوم على الإيجاز الدقيق، فقد استخدم بنجاح كبير في دراسة الظواهر المعقدة التي تتأثر بعدد كبير من المؤثرات والعوامل المختلفة كالعلوم السياسية والإدارية، ودراسة العوامل المؤثرة في أسعار السلع والعملات وأجور العمال وما إلى ذلك.

# مجالات أخرى كثيرة مثل مجال العلوم الطبية، ومجال العلوم الطبيعية:

يستخلص من ذلك أن التحليل العاملي ليس وقفاً على علم النفس أو التربية فقط، ولكنه أسلوب علمي إحصائي من أساليب الدراسة التحليلية التي تمدف إلى التقسيم والتبويب والتصنيف لحميع القوى والمؤثرات الفعالة في ظاهرة معينة (باهي 2002م، غنيم 2000، المالكي 2000).

# 11-4 أهداف التحليل العاملي :

كما أن الهدف الأساسي من التحليل العاملي هو وصف علاقات التغاير بين عدد كبير مسن المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير غير المشاهدة التي تسمى العوامل، ويعتمد النموذج العاملي أساساً على الفكرة التالية: افتراض إمكانية تجميع المتغيرات بناءً على معاملات الارتباط بينها، وهذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأحرى ارتباط ضعيف، ومن الممكن أن نتصور هنا أن كل مجموعة مين المرتباط المشاهد بينها (باهي محموعة مين المستغيرات تمثل عاملاً واحداً، وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها (باهي 2002م، غيم 2000م، غنيم 2000، المالكي 2000).

ويسعى أسلوب التحليل العاملي إلى استخلاص العوامل من المتغيرات بحيث:

- 1. يكون العامل الأول هو أكثرها ارتباطًا بالمتغيرات أو أكثرها تفسيرا للتباين المشترك يليه العامل الثاني وهكذا.
  - 2. أن يكون في كل عامل عدد غير قليل من المعاملات الصفرية.
    - 3. أن يسهل تفسير هذه العوامل على ضوء علاقاتما بالمتغيرات.

من أهم أهداف العلم تنظيم الحقائق والمفهومات تنظيما بوضع ما بينها من علاقات، أو تقسيمها على أساس ما بينها من أوجه التشابه والاختلاف والتحليل العاملي وسيلة من وسائل التبسيط العلمي والتقسيم العلمي ويذكر "كاتل" (Cattell, 1952, 11) أن هدف المنهج العلمي اكتشاف الحقائق والعلاقة بين هذه الحقائق، ولأهداف عملية، واكتشاف القوانين التنبؤية، ويسضيف أن التحليل العاملي منهج كلي يهدف إلى اكتشاف العموميات الاساسية، الوظيفية والعضوية ، بدلا من أن ينوه البحث في عدد ضخم من المتغيرات التي تعد كالذرات، وبمعني ولسذلك يقترح "كاتل " أن يسمى بالتركيب العاملي أو على الأقل بتركيب المتغيرات. وبمعني أضيق يحدد " سولمون دياموند" (عبد الخالق ، 1994 : 99). أهداف التحليل العاملي بأنه تكوين الفروض واختبارها ، وتحديد أصغر عدد من العوامل المحددة التي يمكن أن تفسر العلاقات السي نلاحظها بين عدد كبير من الظواهر الواقعية وإلى أي مدى يؤثر كل من هذه العوامل في كسل مستغير ؟ أن أوضح وظيفة للتحليل العاملي تتمثل في خفض أو اختزال مكونات جداول الارتباطات إلى اقل عدد ممكن ليسهل تفسيرها .

لقد بين " أيزنك (Eyzanck, 1953) " أن للتحليل العاملي ثلاثة أهداف أساسية يروم تحقيقها، ويرتبط بهذه الأهداف ثلاث وجهات للنظر إلى طبيعة العوامل، وعدد كبير من طرق استخراج العوامل والتدوير ، وهي الأهداف ذاتها لأي فرع من فروع الاحصاء وهي:

- 1. الوصف.
- 2. البرهنة على الفروض.
- 3. اقتراح فروض من البيانات الأولية.

ومعظم علماء النفس يدركون هذه الاستخدامات الثلاثة للاحصاء، ولكن تظهر هذه المستخدامات المستكلة عسندما تنطبق هذه الاهداف على التحليل العاملي، ويناقش " أيزنك " استخدامات التحليل العاملي على هذه المستويات الثلاثة ، مع تعريف العامل في كل مستوى. فبالنسبة للهدف الأول فإن العامل احصاء مختصر يهدف إلى اقتصاد في الوصف، ويصف علاقات مستقيمة بين محموعة من المتغيرات ، ولا يتضمن العامل تحديدا لأي معني سيكولوجي أو أسباب، ولايقترح فروضا أو يثبتها ، وقد وحد بعض علماء النفس وجهة النظر هذه جدا جذابة.

ويعتقد آخرون في عكس هذا الرأى ، فيرون أن التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلا نحت في هذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزء من النظرية السيكولوجية من حيث هو

الاحصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات، ويقترح علاقات سببية لم يسبق اكتشافها، وأن توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي، فهو يشبه في ذلك طرق الملاحظة والعمل الاكلينيكي ، الا أن الاخيرين يقلان عنه في درجة الدقة والصرامة. وقد يسهل تكوين الفروض في مجسال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة الا أن اسهام التحليل العاملي يصبح مهما حدا في الجالات الحديدة نسبيا، وذلك في الإسراع بتكوين فروض معقولة واستبعاد الفروض الضعيفة. ويتصل هسذا الهدف بإثبات الفروض أو دحضها وبخاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفروض الانماط والسمات، مما يصعب اثباته أو دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتسراح الفروض والتحقق منها رابطة متينة ، وقد نجد النوعين من العوامل في دراسة واحدة. وحيث أن التحليل العاملي يهدف إلى تحقيق واحد أو أكثر من هذه الأهداف الهامة والجوهرية والسبى تتسق مع أهداف العلم الأساسية ، فقد أصبح التحليل العاملي منهجا احصائيا له أساس منطقسي لا غنى عنه في عدد غير قليل من النظريات السيكولوجية وبالتحديد في مجال الشخصية التي عاملية (بدر الانصاري ،1997).

### 11-5 طرق التحليل العاملي :

تحدد الطريقة الحسابية المستخدمة في التحليل العاملي كثيرا، فهناك الطريقة القطرية، والطريقة المكونات الطريقة المكونات الطريقة المركزية بإستخدام متوسط الارتباطات، وطريقة المكونات الاساسية، ونوجزها فيما يلي:

Factor Analys	is: Extraction	
		nales et hannak d
Method:	Principal components	-
_Analyze	Principal components	
G Carrel	Unweighted least squares Generalized least squares	
. Covar	Principal axis factoring	***************************************
• 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15	Alpha factoring	

1- الطريقة القطرية : Diagonal Method و تعد الطريقة القطرية من الطرق المباشرة و السهلة في التحليل العاملي، ويمكن استخدامها إذا كان لدينا عدد قليل من المتغيرات و تؤدى إلى السيخلاص أكبر عدد ممكن من العوامل و تتطلب هذه الطريقة معرفة سابقة و دقيقة بقيم شيوع

المستغيرات ، وبدون هذه المعرفة لايمكن استخدامها، وتستمد الطريقة القطرية اسمها من كونما تقروم على اسستخدام القيم القطرية في المصفوفة الارتباطية مباشرة . وتبدأ الطريقة القطرية باسستخلاص هله القيمة بكاملها في العامل الأول، وبذلك يكون جذر هذه القيمة هو تشبع المتغير الأول على العامل الأول، ويطلق عليه اسم التشبع القطري وهكذا.

2- الطريقة المركزية : Centroid Method كانت الطريقة المركزية " لثرستون " أكثر طرق التحليل العاملي استخداما وشيوعا إلى عهد قريب نظرا لسهولة حسابها فضلا عن استخلاص عدد قليل من العوامل العامة . غير أن هذه الطريقة تفتقر إلى عدد من المزايا الهامة ، أهمها ألها لا تستخلص الا قدرا محدودا من التباين الارتباطي ، تتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الإرتباطية وفق تقديرات غير دقيقة حيث تستخدم أقصى ارتباط بين المتغير وأى متغير في المصفوفة وهو اجراء يؤدى إلى خفض رتبة المصفوفة .

3— الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات: Averoid Method لا تختلف هـذه الطريقة عن الطريقة المركزية المعتادة إلا في استخدامها تقدير الشيوع عبارة عن متوسط الرتباطات المستغير ببقسية المتغيرات في المصفوفة ثم حساب العوامل بعد وضع المتوسط الخاص بارتباطات كل متغير في خليته القطرية ولهذا السبب يطلق على هذا الاسلوب اسم الطريقة المركسزية بإستخدام المتوسطات. غير أن هذه الطريقة لا توفر نفس الدقة التي تجدها في الطريقة المركزية التامة ، إذ تؤدي إلى خفض محدود في نسبة التباين التي تعبر عنها العوامل الناتجة. غير أن هذه الطريقة تبدو مفيدة في حالة وجود عدد كبير من المتغيرات دون توفر وسائل آلية لاجراء العمليات الحسابية.

# Principal Components Analysis أسلوب تحليل المركبات الأساسية -4 (P.C.A.)

طريقة المكونات الأساسية : Principal Componants تعد طريقة المكونات الأساسية التي وضعها "هويتلنج Hottelling "عام 1933 من أكثر طرق التحليل العاملي دقة وشيوعاً في بحوث الشخصية ، ولهذه الطريقة مزايا عدة منها ألها تؤدي إلى تشبعات دقيقة. وكذلك " فإن كل عامل يستخرج أقصى كمية من التباين (أي أن مجموع مربعات تشبعات العامل تصل إلى أقصى درجة بالنسبة لكل عامل) ، وتؤدى إلى أقل قدر ممكن من البواقي، كما

أن المصفوفة الارتباطية تختزل إلى أقل عدد من العوامل المتعامدة (غير المرتبطة) ولم تلق طريقة المكونات الأساسية في البداية قبولا كبيرا بين الباحثين نظرا لحاجتها إلى وقت حسابات طويل لإتمامها ولذا كان من المستحيل استخدامها يدويا في حالة المصفوفات الكبيرة ، ولكن بعد الاعتماد على الآلات الحاسبة الالكترونية ذات السرعة الفائقة والدقة الشديدة وطاقة التخزين الكبيرة ، اصبحت هذه الطريقة الآن من بين أكثر الطرق شيوعا نظرا لدقة نتائجها بالمقارنة ببقية الطرق.

يعــتمد اسلوب تحليل المركبات الأساسية (P.C.A.) بصفة اساسية على تفسير وتحليل محمــوعة التغايــرات والتباينات بين البيانات من خلال مجموعة صغيرة من التوليفات الخطية في المــتغيرات الأساسية. ومن ثم فإن الهدف الأساسي لهذا الأسلوب التحليلي هو تفسير البيانات ومعــرفة مدى اختلافها وأسباب هذا الاختلاف، وكذلك التعامل مع البيانات بصورة مختصرة محرية محن من العلاقات الحطية والتي تفسر في مجملها أكبر حزء ممكن من الاختلافات والتباينات بينها.

N جحمه  $\underline{X} = (X_{1j}, ...., X_{pj}, j = 1, ...., N)$  بفرض أن لدينا أ من المتغيرات في الصورة التالية:

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1N} \\ X_{21} & X_{21} & \cdots & X_{2N} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{pN} \end{bmatrix}$$

حــيث n>p وإذا كانت مصفوفة التباينات والتغايرات هي S ، فإن المشكلة تكمن في إيجاد العلاقات أو التوليفات الخطية S

Sturt, M., (1982), "A Geometric Approach to Principal Components Analysis". The American Statistician, 36, 365 - 367.

$$y_{1} = a_{11}X_{1} + a_{21}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p} = \underline{a}_{1}'\underline{X}$$

$$y_{2} = a_{21}X_{1} + a_{22}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p2} = \underline{a}_{2}'\underline{X}$$

$$M \quad M \quad M \quad M \quad M$$

$$y_{p} = a_{1p}X_{1} + a_{2p}X_{2} + \dots + a_{pp}X_{p} = \underline{a}_{p}'\underline{X}$$
(3-1)

حيث

$$cov(y_1, y_k) = a_1' \sum a_k$$
 1,  $k = 1, 2, ..., p$  (3-3)

(Uncorrelated وتكون المركبات الأساسية هي تلك التوليفات الخطية غير المرتبطة  $y_1, y_2, \dots, y_p$  linear combination)

ومسن ثم يكون المركب الأساسى الأول هو التوليفة الخطية ذات أعلى تباين أى التوليفة  $a_1' a_1 = 1$  بشرط ان  $var(y_1) = a_1' \sum a_1$  بشرط ان العظمى للتباين المتبقية في ويكسون المسركب الأساسسى الثاني هو التوليفة الخطية ذات أعلى التباينات المتبقية في السانات، أي التوليفة الخطية التي تحقق القيمة العظمى للتباين.

$$\operatorname{var}(y_2) = a_2' \sum a_2$$
 (3-4)

قحت شروط

$$a_2'a = 1$$
  
 $cov(a_1'X, a_2'X) = 0$ 

وهكه المركب الأساسي رقم 1 هو التوليفة الخطية  $a_1'X$  التي تحقق القيمة . العظمى للتباينات المتبقية أى العلاقة الخطية  $Y_1=a_1'X$  التي تحقق القيمة العظمى للتباين  ${\rm var}(V_1)=a_1'\Sigma a_1$ 

تحت شروط

$$a'_1 a_1 = 1$$
  
 $cov(a'_1 X, a'_K X) = 0$  for  $k < 1$ 

وهكذا حتى نحصل على عدد من التوليفات يستحوذ على أكبر قدر مكن من التبيانات.

ويمكنن التوصل إلى هذه العلاقات باستخدام فكرة مضروب لاحرانج حيث أنه بالنسبة للمركب الاساسي الأول فإن:

$$\phi_{1} = \text{var}(y_{1}) - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$

$$= a'_{1} \sum a_{1} - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$
(3-6)

حــيث 1<sub>1</sub> هـــى مضروب لاحرانج للمركب الأساسى الأول . وبإحراء التفاضلات الجزئية فإن :

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial a_1} = 2 \sum a_1 - 2 \lambda_1 a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \lambda_1} = a_1 a_1 - 1 = 0$$
(3-7)

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الأول (eigenvalue) والمتحه الكامن الأول (eigenvalue) والنماظر للجذر  $l_1$  .

أما بالنسبة للمركب الأساسى الثانى 
$$y_2 = a_{2_1}^I X$$
 فإن  $\phi_2 = \operatorname{var}(y_2) - \lambda_2(a_2^I - 1) - \mu(a_2^I a_2)_1$   $= a_2^I \sum a_2 - \lambda_2(a_2^I a_2 - 1) - \mu(a_2^I a_2)$  (3-10)

حــيث 12 هو مضروب لاجرانج للمركب الأساسي الثاني وبإجراء التفاضلات الجزئية

فإن:

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial a_2} = 2 \sum a_2 - 2 \lambda_2 a_2 - \mu a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \lambda_2} = a_2' a_2 - 1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \mu} = a_1' a_2 = 0$$
(3-11)

ومن ثم نحصل على العلاقة التالية :  $(S-l_2I) \ a_2=0$ 

وللوصول إلى حل العلاقة (3-12) بشرط 
$$a_1 a_2 = 0$$
 ,  $a_1' a_2 = 0$  من  $|S - l_2 I| = 0$  (3-13)

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الثانى (eigenvalue) والمتحه الكامن الثانى (a (eigenvector) والمناظر للجذر  $l_2$  .

وهكذا يمكن الحصول على المركب الأساسى رقم 1 ، كما أن a هو المتجه الكامن المناظر له، ومن ثم يكون لدينا عدد من الجذور الكامنة بحيث أن :

$$l_2 \ge l_2 \ge l_3 \ge \ldots \ge l_p$$

ويناظر كل حذر منها متحه كامنا يمثل ثوابت العلاقة الخطية الجديدة، مع ملاحظة أنه على الرغم من أنه يكون لدينا عدد من التوليفات الخطية مساويا p ، فإن معظم التباينات والاختلافات بين البيانات والمشاهدات ترجع إلى عدد أقل من التوليفات وليكن m توليفة (m مركب اساسي) حيث أن معظم المعلومات يرجع تفسيرها إلى هذا العدد الصغير من المركبات، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن p .متغير بعدد m مركبة أساسية لتفسير الظاهرة محل الدراسة، وبالتالي يمكن التعامل مع مجموعة من المعلومات والبيانات حجمها m x m بدلا من n x p .

والجدير بالذكر أن من صفات أسلوب تحليل المركبات الاساسية صفة التغير والتنوع للعلاقات الخطية الناتجة إلا أنه يختص بخاصيتين وهما<sup>(1)</sup>:

Jackson, J.E., (1980): Principal components and factor analysis: Part I - Principal Components", Journal of Quality Technology, 12, 201-213.

التحليل الإحصائي

(1) 
$$|S| = |I|$$
 (3-15)

$$(2) tr S = tr l$$

حيث:

$${
m tr}\; S = s_{11} + s_{22} + ..... + s_{pp}$$
 جموع التباينات  ${
m tr}\; l = l_1 + l_2 + .... + l_p$  جموع الجذور الكامنة

أي أن مجموع التباينات تساوى مجموع الجذور الكامنة eigenvalues ، كما أن محدد مصفوفة التباينات تساوى محدد الجذور الكامنة.

وبالتالى يمكن قياس درجة الأهمية النسبية لكل من مركب اساسى لتفسير سلوك المتغيرات الأصلية في تشكيل الظاهرة باقل خطأ ممكن للمعلومات في النظام كالتالى:

$$RI_i = \frac{\lambda_i}{tr \Sigma} \tag{3-16}$$

حيث تمثل الأهمية النسبية هنا إجمالي التباينات بين المشاهدات المفسرة باستخدام المركبة الأساسية رقم I يلاحظ أنه في أغلب الأحيان أن حوالي من 80% إلى 90% من إجمالي التبايينات لعسد كبير من المتغيرات p يمكن رجوعه إلى المركبة الأساسية الأولى أو المركبتين الأساسيتين الأوليين أو المركبات الثلاث الأولى ، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن العدد الأصلى p كذه المركبات الثلاث دون فقد يذكر للمعلومات المتاحة.

### طريقة المكونات الاساسية Principal components

يسشير صفوت فرج ( 1980) ان طريق المكونات الاساسية ل هوتلنج من اكثر طرق التحليل العاملي دقة ومميزات، غير ان الكثيرين من الباحثين كانوا يحجمون عن استخدامها لما تتطلبة مسن اجسراءات طويلة وعمليات حسابية متعددة الا انة ازاء التقدم العلمي الراهن في استخدام الحاسبات الالكترونية الحديثة والفائقة السرعة مثال في البحوث النفسية اصبح من غير

المستطاع مقاومة اغراء استخدام هذه الطرق الدقيقة SAS, SPSS ، وطريقة المكونات الاساسية لا تفترض تسلسل التباين النوعى في شكل عوامل نوعية ويدمج هذا التباين في هذة الطريقة في التباين العام مكونا فعات تصنيفية كبرى تتضمن نسبة ضئيلة من هذا التباين النوعى لا تظهر واضحة في العوامل المبكرة الاستخلاص عامليا والتي تعد ذات اهمية كبيرة في هذا الاسلوب.

يـضاف الى ذلك ميزة رئيسية فى المكونات الاساسية هى ان كل عامل فيها يستخلص اقصى تباين ممكن ، بمعنى ان مجموع المربعات يصل الى اقصى حدودة فى كل عامل وعلى ذلك تتلخص المصفوفة الارتباطية فى اقلا عدد من العوامل المتعامدة.

وهذا معناة ان اسلوب المكونات الاساسية يتميز بقدرتة على الوصول الى حل يتفق مع محك أو في مربعات للمصفوفة الارتباطية وهو احد المحكات الرياضية التي تلاقى قبولا وضحا في بحال الاساليب التلخيصية للعلاقات بين المتغيرات تمتم بعملية شرح وتفسير بناء التباين (فرج، 1980). وطريقة المكونات الاساسية Principal components وبناء التباين التلازمي أو التغاير المزدوج Variance structure

من خالال الارتباطات الخطية القليلة Covariance structure بالمتغيرات الاصلية من خالال الارتباطات الخطية القليلة Data reduction المتغيرات الاصلية Linear combination: وموضوعاتة العامة هي Johenson, & Wichern , 1992 : 256) Interpretation)

### 1. التدوير المتعامد والمائل

هــناك نوعان من التدوير تبعا للزاوية التي تفصل بين المحاور المرجعية وهما المتعامد والمائل Orthogonal ، ففي التدوير المتعامد تدار العوامل معاً (اثنين منهما مثلا) مع الاحتفاظ بالتعامد 90) oblique درجة) اما التدوير المائل ففية تدار المحاور دون احتفاظ بالتعامد ، فتترك لتتخذ الميل الملائم لها .

وفي هذا الصدد يذكر محمود منسى ( 1993) ان جميع العوامل المستخلصة من التحليل العاملي المباشر ، تحتاج الى ابراز هويتها بطريقة اوضح لانة يصعب تفسيرها سيكولوجيا وحيث ان هدف تدوير المحاور ( المتعامد والمائل على حد السواء ) هو التوصل الى البناء البسيط الا ان

التدوير المستعامد يهدف الى تحقيق هذا الهدف فى ضوء فكرة الاستقلال بين العوامل وعدم الارتباط ( جتا 90= 0 ) (منسى ، 1993 : 70 )

والعوامل المتعامدة غير مرتبطة معا ، اى ان معاملات الارتباط بينها تساوى الصفر ، اذ تصنف العوامل الاختبارات أو المتغيرات الى فئات غير مرتبطة ، وهكذا يصبح التقسيم حاد غير مستداخل ، امسا العوامل المائلة فهى بينها ارتباط اى الها عوامل متداخلة ويفضل بعض المحللين استخراج عوامل متعامدة غير مرتبطة في حين يهتم آخرون باستخلاص المائل ، ويهدف تدوير المحاور الى تحقيق ما يسمية ثرستون البناء البسيط (عبد الخالق ، 1987 : 116).

### بعض طرق التدوير المتعامد

- الكوارتيماكس
  - الباريماكس
  - الماكسبلان

### بعض طرق التدوير المائل

- الكوارتيمن
  - الاوبلمن
- الكوفاريمين
- البروماكس

### محكات التوقف عن استخلاص العوامل : ( تدوير العوامل )

Tuker Phi و يعتمد على مبدأ السخدام معامل فاي و يعتمد على مبدأ السخدام معامل فاي و يعتمد على مبدأ السخد اذا لم يوجد نقص ذي دلالة في حجم قيم البواقي من مصفوفة الى اخرى تليها فان العامل السذي استخلص يكون ذا دلالة وما يتبقى ليس الا بواقي لا اهمية لها. و يلاحظ ان هذه الطريقة تسملح بالنسبة للطريقة المركزية لثيرستون و نعتمد صحة هذا المحك جزئيا على صحة اجراءات عكس الاشارات في المصفوفة كما ان عملية العكس تؤدي الى ارتفاع في القيم الايجابية مما يترتب عليه ان تتحاوز قيمة فاي قيمة ((i-1)) ((i+1)).

2-قاعدة همفري: تعتمد هدف القاعدة على حجم العينة الاصلية التي حسبت الارتباطات بين متغيراتها وثانيا على فكرة ان تشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها كافيين تماما لتقرير وجود عامل عام .

3- محك كومب: يطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التي تحتوي على قيم موجبة او صفرية ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة التي لا تختلف اختلافا واضحا عن الصفر وبذلك يعتمد هذا الاسلوب على نمط البواقي في المصفوفة اكثر من اعتماده على حجمها او دلالاتما حيث انه يفترض انه في حالة وجود عوامل ذات دلالة مرتفعة لم تستخلص بعد وليس مجرد تباين خطأ المصفوفة فعلينا ان لا نتوقع قيم سالبة اكثر في مصفوفة البواقي بعد العكس مما يتوقع بحكم الصدفة في مصفوفة ناتجة عن ارتباطات ايجابية.

4-عسك كايسزر: يعتمد هذا المحك على حجم التباين الذي يعبر عنه العامل، وعلى ذلك فان هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة ، وعلى ان تقبل العوامل التي يسزيد جسذرها الكامن عن الواحد الصحيح ، وتعد عوامل عامة . وهو محك قد يكون صالحا ومناسبا لطريقة المكونات الاساسية لهوتلنج على وجه الخصوص . ويذكر عبد الحالق (1994) ان العسوامل الدالة في هذه الطريقة هي العوامل التي يساوي او يزيد جذرها الكامن على واحد صحيح أي ان التباين الذي يستوعبه كل عامل (مجموع مربعات التشبعات على كل عامل ) ك المعيار تتطابق نتائجه مع معايير اخرى .

5- عسك كاتل: تؤدي خطوات استخلاص العوامل من المصفوفة الارتباطية الى انتاج العسوامل الاكثر عمومية اولا في كل الاساليب العاملية بلا استثناء ، ثم تبدا العوامل الخاصة او التسباين النوعي في الظهور. وفي طريقة كالمكونات الاساسية لاتفرق بين عوامل عامة واخرى غسير عامة يفترض ايضا ان حجم التباين النوعي الذي يتسرب الى العوامل الناتجة يتزايد في العسوامل الاخيرة ويبدأ في فرض صورة تقلل من اهمية المصفوفة العاملية ويتطلب الامر في هذه الحالة تحديد العدد الامثل من العوامل قبل ان تؤدي ظهور التباينات الخاصة الى احداث خلل في مصفوفة العوامل ويقترح كاتل هنا محكا بسيطا يطلق عليه اسم البقايا المبعثرة وذلك بان نقوم برسم محورين متعامدين ، افقي نضع عليه عدد العوامل في تحليلنا (الذي انتج فيه عددا كبيرا من

العسوامل) ويقسسم المحسور الراسي وفقا لوحدات منتظمة معبرة عن الجذر الكامن المستخلص للعوامل المختلفة.

وسللحظ بعد اتمام رصد عواملنا وجذورها الكامنة ، ان حجم الجذر يتناقض بشكل كبير في العوامل الاولى الى ان يصل الى نقطة معينة هي غالبا حول جذر كامن واحد صحيح ثم يبدأ حجم الجذر في التناقص بصورة ضئيلة بحيث يستوي فيها الخط البياني مع الخط الافقي .

وإذا افترضنا أن النقطة التي سنتوقف لديها في قبولنا للعوامل هي عند العامل الرابع على سبيل المثال فان الفرق لن يكون كبيرا في الواقع بين ما يقدمه محك كاتل وبين ما يقدمه محك كايزر الذي يتطلب التوقف عند العامل الثالث هذا على سبيل المثال.

وتتبقى لطريقة كايزر ميزتما في هذه الحالة في كونما لا تتطلب استخلاص عدد كبير من العسوامل ثم رصدها في الشكل البياني للتعرف على نقطة توقف التناقض واستواء الخط، حيث يمكسن حسساب الجذر الكامن لكل عامل بطريقة كايزر قبل استخلاص العامل التالي مما يوفر جهدا لا مبرر له (صفوت فرج، 1991: 246).

6-محك مويزز : يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلى للعوامل المتتالية .

7- عمل برت وبانكز : ويمكن عن طريق هذا المحك تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة عن طريق تحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري ، وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات هذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعياري .

### 11-6 بعض مفاهيم التحليل العاملي:

### 1- درجة الشيوع Communality:

تعرف درجة شيوع المتغير بإسهامات هذا المتغير في جميع العوامل ويقاس بمجموع مربعات معاملات هذا المتغير في العوامل المختلفة، فمثلا تقاس درجة شيوع المتغير رقم (j) على النحو التالي:

$$C_{j} = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{ij}^{2}$$

درجة التشبع Loading :

 $\alpha_{ii}$ 

يعرف المعامل

بمعامل تحميل (أو تستبع) المتغير i على العامل j كما يعبر عن مدى ارتباط العامل بالمتغير. ويلاحظ أن مجموع مربعات درجات التشبع لكل عامل تسمى الجذر الكامن وتعبر عن أهمية هذا العامل في تفسير الاختلافات في المتغيرات، كما يعبر مجموع الجذور الكامنة عن التباين السندي أمكس تفسيره من خلال العوامل، وبنسبته إلى عدد المتغيرات نحصل على نسبة التباين العاملية هذه ؛ لأنه يتم تحويل المشاهدات إلى قيم معيارية ويكون تباين كل متغير الواحد الصحيح.

### -2 معامل الارتباط كعلاقة بين الاختبار (1) والاختبار (2) يساوي -2

(2) حاصل ضرب درجة تشبع الاختبار (1) بعامل معين (أ)  $\times$  درجة تشبع الاختبار (2) بعامل معين (أ) .

 $_{1}^{2}$   $_{2}$   $_{3}$   $_{4}$   $_{5}$   $_{1.2}$   $_{1}$   $_{2}$ 

وقياسا على ذلك فان معامل الارتباط بين الاختبار (1) ونفسه = ( ش ا ا

### :Variance التباين -3

يحسن الاعتماد في التحليل العاملي على الدرجات المعيارية Z- Score وهي تعني توحيد أساس الدرجات على المتغيرات المختلفة بحيث تصبح وحدة الدرجة الخاصة بالفرد على المتغير واحد صحيح أو درجة أي فرد عبارة عن نسبة من هذا الواحد الصحيح وهذا نلاحظ ان تباين المتغير الواحد في أي تحليل عاملي هو:

التباين الكلى = تباين العامل العام + تباين العامل النوعي + تباين الخطأ

حيث أن: تباين المتغير العام هو: مربع تشبع المتغير أو مربع ارتباطه بالعامل وهو هنا تباين عام يشترك به المتغير مع تباينات لمتغيرات أخرى بما يؤدي إلى استخلاص عامل عام

تباين المتغير النوعي هو: مربع تشبع المتغير أو مربع ارتباطه بالعامل وهو قدر من التباين الذي يعبر به المتغير الواحد عن نوعية أدائه ويظهر على عامل دون أن يظهر معه تباين لمتغيرات أخرى .

تباين الخطأ هو : الجزء الذي لا يستخلص في شكل عوامل ويبقى في المصفوفة الارتباطية بعد استخلاص العوامل على شكل بقايا ويعود إلى عدد من الأسباب وهي:

- أ- أخطاء القياس: ويقصد بها استخدام الأدوات منخفضة الثبات أو استخدام مقاييس غير متحانسة البنود، أو تأثير بعض المتغيرات الأخرى فكل هذا يؤثر على نتائج التحليل العاملي.
  - ب- أخطاء التجربة: والتي تتمثل في عدم الضبط الدقيق للمتغيرات بالبحث .
- جـــ أخطاء الدقة : والتي تتمثل في عدم إحكام جلسة الاختبار أو طريقة تقديم التعليم أو أسلوب تصحيح الاختبارات .

### 4- العلاقة بين الثبات والشيوع:

أن معامل الثبات يعبر عن الحجم الحقيقي لتباين المتغير أي بعد استبعاد تباين الخطأ وأننا ننظر إلى قيم الشيوع للمتغير في مصفوفة عاملية باعتبارها معامل ثبات لهذا المتغير حيث تمثل قيم الشيوع في هذه الحالة هذا التباين الحقيقي الذي استخلص معبرا عن تباينات مختلفة يشترك فيها المتغير مع غيره من المتغيرات طالما بقي تباين الخطأ في مصفوفة البواقي معبرا بدوره عن الجزء من المتغير الذي لا يشترك فيه الاختبار مع غيره من المتغيرات نتيجة لأحطاء القياس أو أحطاء التجريب.

### 5- الجذر الكامن: Eigen Value

يعسرف بحموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة من عوامل المستصفوفة باسم الجذر الكامن للعامل وهو تعبير يستخدم في جبر المصفوفات ويلاحظ بالنسبة لأي مصفوفة عاملية أن الجذر الكامن يتناقض تدريجيا عن العامل الأخر، فالعوامل الأولى ذات حسنر كامن اكبر من العوامل المتأخرة الاستخلاص، ذلك أن خطوات حساب العوامل تؤدي إلى استخلاص أقصى تباين مشترك بين المتغيرات في كل مرة على التوالي وبطرح مصفوفة الناتج من المصفوفة الارتباطية يتبقى حجم اصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يستخلص في عامل من المصفوفة الارتباطية يتبقى حجم اصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يساوي تماما حديد في حذر كامن اصغر من سابقه. وسيكون مجموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوي تماما

بحمــوع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة ، بمعنى أخر أن مجموع مربعات الصفوف ((أي قيم الشيوع )) = بحموع مربعات الأعمدة ((أي الجذور الكامنة)).

ولما كان التباين الذي يساهم به متغير بقيمه المعيارية يساوي (1) فان أي مكون حذره الكامن اقل من واحد لا يكون له أي أهمية تذكر ، ومعنى ذلك أن المكونات أو العوامل التي تكون قيمة الجذر الكامن لكل منها واحد أو اكثر هي التي تعتمد وتعتبر ذات دلالة معنوية

### -6 حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملي :

حجم التباين العاملي هو مجموع قيم الشيوع أو مجموع الجذور الكامنة ، أما نسبة التباين العاملي للمصفوفة عبارة عن :

والتباين الارتباطي يساوي عدد المتغيرات التي تدخل في التحليل العاملي والجذر الكامن يعكس مقدار التباين العام عن طريق العدد النسبي من العوامل.

# 7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

اذا كـان لديـنا استبانة تتكون من 23 سؤالاً حول البرنامج الاحصائي SPSS وهي كالتالى:

معارض بشدة	معارض	عمايد	موافق	موافق بشدة	استبانة حول الاحصاء والبرنامج SPSS
					1. الاحصاء يجعلني أبكي.
					2. يعتقداًصدقائي أنني غيبي لأنني لم ابدأ بالتعامل مع البرنامج
		<u></u>			الإحصائي للعلوم الاحتماعية.
					3. الانحرافات المعيارية تثيرني.
-					4. أحلم بأن بيرسون يهاجمني في معاملات الارتباط.
					5. انا لا أفهم الإحصاء.
					6. ليس لدي الكثير من الخبرة في الحاسوب.
					7. جميع الحواسيب تكن الكراهية لي.
					8. أنا لست حيداً في الرياضيات.

9. أصدقائي في الإحصاء أفضل مني.		
10. الكمبيوتر مفيدة فقط في اللعب.		
11. فعلت سيئا في الرياضيات في المدرسة.		
12. يحاول الناس القول بأن SPSS يجعل الاحصاءأيسر على الفهم		
ولكنه بالنسبة لي ليس كذلك.		
13. بــسبب اســتخدام الكمبيوتر إنني أخشى أن يسبب ضررا لا		
يمكن إصلاحه.		
14. الكمبيوتر يحتاج الى عقول وأنا اشعر بأيي على غير ما يرام عند		
استخدامها.		
15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني.		
16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس النزعة المركزية.		
17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات.		
18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول		
استحدامها.		
19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي		
للعلوم الاجتماعية.		
20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة.		
21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي.		
22. أصـــدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو		
أفضل مما أنا عليه.		
23. إذا كنت حيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني		
أنا الطالب الذي يذاكر كثيرا.		
	L L L L L L L L L L L L L L L L L L L	

## 1. توصيف المتغيرات:

	Nacrio	Туре	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	qO1	Mumerác	1	O	CONTRACTOR STATEMENT OF THE STATEMENT OF	(1. Strong)	9	8	Raght	Ordinal
2	q02	Numer∉c	1	Ũ	- Section Children represents	(1, Strongl	9	8	Roght	Ordinal
3	ф03	Numerac	1	Ū		(1, Strong)	9	8	SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A SAME TO A	Ordinal
4	φ04	Numeric	1	Û		(1, Strong)	9	8	Right	Ordinal
£	q05	Murneros	1	Ū		(1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
6	q06	Numersc	1	0		(1, Strong)	9	8	Right	Ordinal
7	907	Mumeric	1	Ū		(t. Strongl	9	8	Right	Ordinal
8	<b>408</b>	Mumeric	1	Ō		(1, Strongl	9	8	Roght	Ordinal
9	ф <b>0</b> 9	Numeric	1	Ū	A STATE OF THE STA	[1, Strongl	9	8	Regin	Ordinal
10	q10	Numerac	1	0		(1 , Strongl	9	8	Ragin	Ordinal
11	q11	Mumeric	1	ũ		f1, Strongl	g	8	Reght	Ordinal
-	q12	Numersc	1	Ũ		(1, Strong)	g	8	Right	Ordinal
13	<b>q</b> 13	Numersc	1	O		[1, Strongl	9	5	Regin	Ordinal
14	q14	Numerat	1	Ũ		,	9	8	Right	Ordinal
15	q15	Numeric	1	0		(t, Strongi	9	8	Ragim	Ordinal
16	q16	Numenc	1	0		(t, Strongl	9	8	Right	Ordinal
17	q17	Numeric	1	Û			g	8	Right	Ordinal
18	q18	Mumeroc	1	0		(1, Strongt	9	8	Ragim	Ordinal
19	q19	Numer∞c		0	According to the second	make and a supplied to the state of the stat	9	8	Right	Ordinal
20	q20	Numeric	1	ũ		1	9	8	-	Ordinal
21	q21	Mumeroc	1	Û		(1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
222	q22	Mumeric	1	ם		t, Strongt	9	8	Reght	Ordinal

## 2. إدخال البيانات:

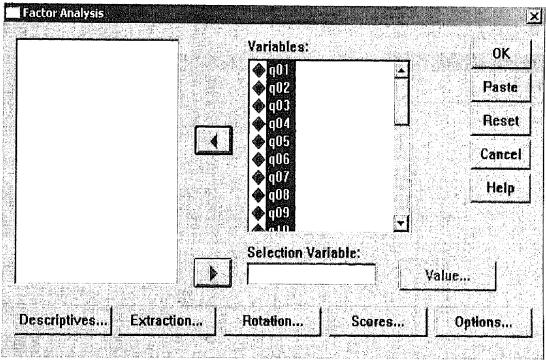
	<b>q</b> 01	<b>q</b> 02	<b>60p</b>	q04	406	<b>70</b> 5	η02	408	909	ηŧΟ	qii	q12	el 3	q14	<b>u1</b> 5	q16	<b>917</b>	q16	<b>019</b>	<b>q20</b>	921	922	q23
	2	1	A	2	3	2	3	1	1	2	1	2	7	2	2	3	1	7.1	3	2	2	2	5
7	1	1	4	3	2	2	2	2	5	2	2	3	1	3	4	3	2	1	3	4	4	4	2
17	2	3	7	2	4	1	2	2	2	2	3	3	2	4	3	9	2	3	1	4	3	2	2
4	Ī	1	t	4	3	3	4	2	1	4	2	2	2	3	3	3	2	4	2	4	4	4	3
9	2	1	3	7	7	3	3	2	4	7	2	23	3	2	7	į.	7	3	3	4	2	4	4
10 E   7	2	1	3	æ	4	4	4		4	3	2	4	3	3	5	3	J	5	1	5	3	1	4
7	2	3		2	4	2	3	T Commission	3	2	2	2	2	2	2	Z.	2	1	3	2	2	4	4
Ö	2	2	3	2	2	2	2	<u>]</u>	4	2	2	3	2	2	3	man arra	2	2	OHE CE HES	3	2	4	4
9	ı	3		4	5	Ľ	5	G	3	1	- 5	5	S	5	5	Ē	5	G	2	5	G	1	3
10	7	4	4	A TOTAL CONTRACTOR	7	1 	2	2	Ę		3	3	-	1		3	7		3	3	2	4.	4
11	2	1	5	I	2	1	2		5	2		3	1	2	1	4	2	2	5	3	2	5	5
12	2	1	3	3	4	3	3	1	3	2	2	3	2	2	3	B	2	2	3	4	3	4	4
13	1	1	3	4	3	2	3	3	7	3	E	4	4	4	4	4	9	3	2	#	4	3	4
14	2	2	1	2	2		3	1	1	3	2	4	1	4	4	4	2	4	1	4	5	3	
15	2	7	3	4	**	<u>.</u>	3		1	3	4	3	3	3	3	4	7	3	3	4	4	4,	4
70	3			2	2	2	2	2	2	3	- 2	3	2	3	2	7	2	3	2	3	2	3	4
15 (36 (37 (38 (38 (38 (38 (38 (38 (38 (38 (38 (38	1	2	5	2	1	1	7		4	1	1	2	1	1		4	2	1	4	, A.	1	4	4
15	2	2		barren a seri	3	4	3	3	5	<b>2</b>	3	3	3	3	4	3	2	2	2	3	3	3	4
39 30	7	3	4	2	3	1	7	1	5	12 a	1	3	1	2	2	3	1	1	4	2	2	4	4
	2	1	F	2	3	4	4	1	5	1	2	5	7	5	5	5	3	5	1	5	5	-5	5

# : Analyze - Data Reduction - Factor البدء في التحليل. 3

<b>≣</b> 50q − 5	PSS Data E	ditor	ing the same	Graph was			an en			
File Edit	View Data	Transform	Analyze	Graphs Utili	ties	Windov	y Help			
<b>3 4</b>		The second of the second disk.	ive Statistics e Means	) )	副弧 图 图 图					
	<b>q</b> D1	q02	- 10.0 m (2 15 50 0 円) (2 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15	Linear Model	100	05	q06	q07		
1 2	<u>2</u> 1	1	Regression Classify			2	2 2	3		
3 3	2	3	Dele Re		, L	Facto		2		
4 5	3 2	1	Scale	metric Tests	), \	3	3	4		
6	2	1	18 7. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1.	Response	•	2 4	3 4	3		
7	2	3	3	2		2	2	2		
8	2	2	3	2		2	2	2		
9	3	3	1	4		5	3	5		
10	2	4	4	3		2	1	2		

### 4. إختيار المتغيرات:

نختار المتغيرات ونضعها في قائمة Variables



### 5. إستكمال محددات التحليل:

نضغط على زر Descriptives ثم نحدد

Statistics	Continue
✓ Univariate descriptives ✓ Initial solution	Cancel
	Help
Correlation Matrix	
☑ Coefficients ☑ lr	iverse
	leproduced .
	nti∸image i-i
✓ KMO and Bartlett's test of s	hnenerA

– ثم نضغط زر Continue نضغط على زر Extraction – ثم نحدد:

Statistics			Continue
☑ Univariate ( ☑ Initial soluti			Cancel
			Help
Correlation Ma	arix	on the state of th	
☑ Coefficients		☑ Inverse	
☑ Significance		⊠ Reprod	
☑ Determinan		⊠ Anti-iπ	lage .

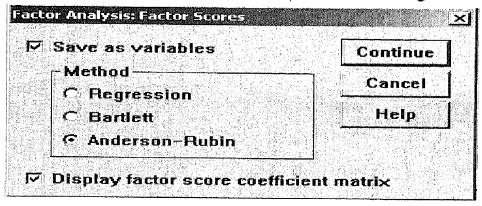
– ثم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Rotation - ثم نحدد:

Method 7 None	C Quartimax	Continue
• Varimax	C Equamax	Cancel
C Direct Oblimin	∩ Promax	Help
Delta: 0	Карра 🗗	
Display		
7 Rotated solution	☑ Loading plot(s)	

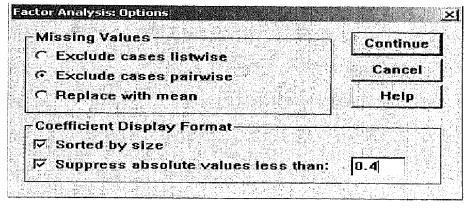
- ثم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Scores - ثم نحدد:



- ٹم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Options – ثم نحدد:



### - ٹم نضغط زر Continue

مخرجات التحليل:
 الاحصاءات الوصفية: الوسط الحسابي، والانحراف المعياري للاسئلة.

Mean Std. Deviation Analysis N Missing N Q 01 2.37 .828 2571 Ũ Q021.62 .851 2571 0 Q03 2.59 1.075 2571 0 Q 04 2.79 .949 0 2571 Q 05 2.72 .965 2571 Ō Q08 2.23 1.122 2571 Q Q07 2.92 1.102 2571 0 Q 08 2.24 .873 2571 0 Q 09 2.85 1.263 2571 0 Q10 2.28 .877 2571 0 Q11 2.26 .881 2571 0 Q12 3.16 .916 2571 0 Q13 2.45 .949 Ü 2571 Q14 2.88 .999 2571 0 Q15 2.77 1.009 2571 0 Q16 2.88 .916 2571 0 Q17 2.47 .884 2571 0 Q18 2.57 1.053 2571 0 Q19 2.29 1.101 2571 0 Q20 3.62 2571 1.036 0 Q 21 3.17 .985 2571 0 Q 22 2.89 1.041 2571 0 Q23 3.43 1.044 2571

**Descriptive Statistics** 

مصفوفة الارتباط بين كل ازواج الاسئلة وتستخدم لفحص العلاقة بين الاسئلة، انه عندما يوجد ارتباط كبير نسبيا بين علامات اختبارين فمعنى ذلك أن هناك تباينا مشتركا بين الاختبارين، أي الهما يقيسان شيئا مشتركا، ونلاحظ أن ارتباطاتها بالاختبارات الأخرى متدنية بشكل ملحوظ.

إذن يمكن أن نخلص إلى أن الفكرة الأساسية للنموذج العاملي هي افتراض إمكانية تجميع المستغيرات بناءا على معاملات الارتباط بينها ، هذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مسرتبطة مع بعضها ارتباطا قويا ، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأحرى ارتباطا

ضعيفا ، ومن الممكن أن نتصور أن كل مجموعة من المتغيرات تمثل عاملا واحدا وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها .

Correlation Mataon

		ů!	CW	OH.	- ខេធ	ijĿi	CUM	יונט
Condition	CHE	' IANI	.CH	- 741.	-tri	aig	277	File
	CIL	- (CR)	' IAN	B.E	· 7.2	a 773	- 111-7	. ISU
	cm	``LE	.ara	E LERAL	4.760	∘. <b>∃</b> !û	-,227	-Ж2
	CH	-7.M	~ 11 <b>2</b>	- 320	' 1851	4 <u>0</u> 1	278	-4119
	CIE	711	9.53 <b>9</b>	- 111		.110	101	209
	CIE	27	»ÚÆ	- 227	3.61	287		5.4
	C47	, AL		- 142	.214	124	54	: CHIH
	CIR	39:	.,I <u>H</u> il	- 22	174	2924	223	287
	CIN	. (P.C.)	3.2	.001	2.1	- (2.6-)	» !!a	- 1214
	d u	2:4	-034	- 1211	2'9	753	100	2844
	Q11	<b>*21</b>	- 144	b.'	<b>38</b> 3	293	333	Mi
	4.7	Hi	n (340)	. 411	44.	147	E.E.	423 L
	gu i	iti	141	- 3:3	344	AUE.	3H	412
	Q:a	in			name !	Min I	40	441
	C'a	141	a silven Silven 7	-12	.114	28.	341	<b></b>
	G:0	-1.U	. 167	- 4'4	48	in in its	244	349
	ů:i		-UA/	».121	241	A:N	242	
	0.8	.347	. 194	- 3/3	312	322	ii	:M ·
:	<u>:</u> :y	4 1 <b>31</b> 0	201	W	a 3 <b>M</b> H	hr:	- '11'	.144
	ciùi	254		- 12	241	210	. 'U'	22
		1 8 1 2 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	26	# # 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	411	1.15	272	44.1
	Cap.	. 1334	21'	W.	-(14)	'.CI	- 3 <b>5</b> i	- 111
	223	. 004	70	:41	.UH	- 11-72	1921	-1170
So i datah	C.U.	". sana"ı	iani	UN	1201	HILL	IDN)	<u> </u>
SEE THE E VANDOR NEW WIFE	cir	LAMI	1,2,3,14	iani	I DIN	uin	(DD)	1911
	cm	1891	(AB)		1601	ULUI	IFAI	(a)(i
	U(A	IM	1001	laig		uu.	idai	LEGILI
	CUS	INN.	1821	1881	1991	13:123	(EA)	. iii
	GW	UPI	1001	[7]	1PN	11(9)		10111
ļ	COY	. Ou	inni	(JA)	ijnj	UIM	1501	.,474
	CUM	נפתו	10M	(PN	160)	ijiāj	irii	gay
	CIN	1101	ighi	(BP)	1801	ULAI	()Pi	MA
	C TI	ugi	ippi	trili.	KANI	NI FI	1981	LETIJ
	Ĉ:	inal	irri	URAI	IFAL	HILL		(Ali
	Č 2	10.61	(9.1)	LAN	ing	li i	LPRI	iniu
	0.13	1001	iggi	LADI	(DA)	(1181	ŭ.	œu
	g sa	indi		(III)	IRAI	um .	(89)	161)1
	C	1001	iroi iori	1721	ini Ini	ÚÚ	(FB)	IAIU
	U H	LPAI	1991	1911	1911	HIM	iani	triu
	ON :	1			1991	JUE	UAL	itin Tim
ļ		INU IEBA	IRBI	UAU CAD	1991	UIRI UIRI	upai upai	igiu Igiu
1	еи еч	1491	I A A		1	000	195)	.22'' (514
1		INN]	igai (***)	IDN HER	(PA)	11111	LEAL LEAL	12111 1711
1	C20	13.91	(RFI	1151		1	ľ	1 1
1	CA!	1771	(N)	IN	17,01	ŮW.	idaj Uruj	(1) (1) (1) (1)
1		irsi	un un	UANI		uw	ł	1
	CH	430	1993	(100)	IF	0.5	IENI	inin

KM	O and Bartlett's Test	
Kaiser-Meyer-Olkin M Adequacy.	deasure of Sampling	.930
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square df	19334.492 253
	Sig.	.000

#### Communalities

	Initial	Ediraction
Q01	1.000	.435
Q02	1.000	.414
Q03	1.000	.530
Q04	1.000	.469
Q05	1.000	.343
Q06	1.000	.654
Ω07	1.000	.545
008	1.000	.739
008	1.000	.484
Q 10	1.000	.335
Q11	1.000	.690
Q12	1.000	.513
Q13	1.000	.536
Q14	1.000	.488
Q15	1.000	.378
Q16	1.000	.487
Q17	1.000	.683
Q18	1.000	.597
Q19	1.000	.343
020	1.000	.484
Q21	1.000	.550
Q22	1.000	.464
Q23	1,000	.412

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Expisioned

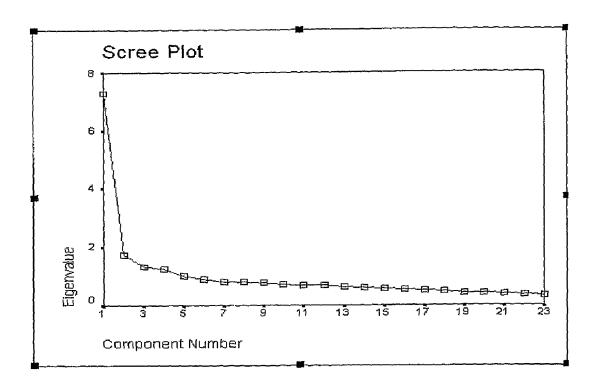
	Color Street Inches	Idd ( person	ui Ka	# of tends	and of the latest than	and I significant	124	Control Space	a againge
Christani	naviga programa	* RAMMANA	Leviera &	Telei	Telegales a	CLES CLESSES TO	THE STATE	* 2 4 2 2 2	Caralana
1	7 290	37 (90)	्रम् स्ट्रिक्	7 27907	31,500	71 1,740%	3,730	<b>39.28</b>	1824
3	P. F.30	7.500	39.250	1,739	7,550	nae	130	M820	36.7-50
<b>&gt;</b>	K.317	6 725 <sup>3</sup>	44,001	13:37	5725	*1441	2667	19.000	ने इस
9	E 2237	rja Japania	de sil	1 mar	PA (COM)	<b>\$61,919</b>	PLEASURE A	<b>被收</b> 期	ne art
<b>č</b> ∘	277	4.386	42.00						
B-	(REC)	a specific	60 B24		į i				
ĮI.	806	3 4002	60:00°		i l				
<b>B</b> -	700	3.404	65.410						
<b>S</b> e	6.1	1.20	dei: 626						
ini)	717	7 419	TI TU						
15	304	2972	TA TES		ŀ				
E.	aro	2:211	77,676						
13	100	<b>湿糖的</b> [	an and						
H	570	3.512	22.840						
P)	3-0	2 300	9E-206						
豐	820	2.338	80 C11						
17	903	3.510	566,3721						
161	400	6.800	01.304						
EQ.	424	8 <b>6442</b> 1	90° \$40						
20	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	ត (វីវឌ្	QMI. SETTE						
Ź™	7793	e gran	98,089						
स्ब	384	1.500	GE-501						
23	369	1.440	1000:000						

Butcheften beleftung bereitstell harmannung an mark

جدول رقم (2) العوامل المكونة للأداة وجذورها الكامنة ونسبة التباين العاملية

نسبة التباين التواكمية	نسبة التباين العاملية	الجذر الكامن	رقم العامل
31.696	31.696	7.290	1
39.256	7.560	1.739	2
44.981	5.725	1.317	3
50.317	5.336	1.227	4
98.562	1.583	0.364	22
100.00	1.448	0.333	23

وحسيث تم احسراء التحليل العاملي كأحد إجراءات تحقيق صدق الأداة لذا يتضح من النتائج الواردة في جدول رقم (2) أن الأداة تتكون من ثلاث وعشرون عاملاً تتشبع عليها بنود الأداة بقسيم تفسوق (0.30) حسب محك جيلفورد أما الجذور الكامنة للعوامل فتتراوح بين الأداة بقسيم تفسوق (0.33 عسب عمل حيلة التباين العاملية بين 31.696 وهذه قيم مقسبولة حسب محك كيزر. وهذه العوامل مجتمعة تفسر ما نسبته (50.317%) من الظاهرة وهذه النسبة عالية خاصة إذا علمنا أن نسبة (10%) تعتبر نسبة مقبولة.



Component Matrix<sup>a</sup>

	Component									
l	1	2	3	4						
Q18	.701									
0.07	.පපෙ									
Q16	.679									
Q13	.673									
Q12	.669									
Q21	.පදන									
014	.පතුප									
Q11	.ලය2			400						
Q17	.643									
004	.634									
GO3	629									
Q15	.593									
Q01	.586			1						
Q05	.566	1		(						
[ C:08	.549	.401		417						
[ Q 10	.437	'		į						
Q20	.436	1	404	[						
Q 19	427			[						
[ QO9		.627		ļ						
0.003		.546		]						
Q22		.465								
വര	.562		.571	}						
023	<u> </u>			507						
Extraction	Method: Princ	cipal Compone	ent An alysis.							

a. 4 components extracted.

Rotated Component Matrix<sup>8</sup>

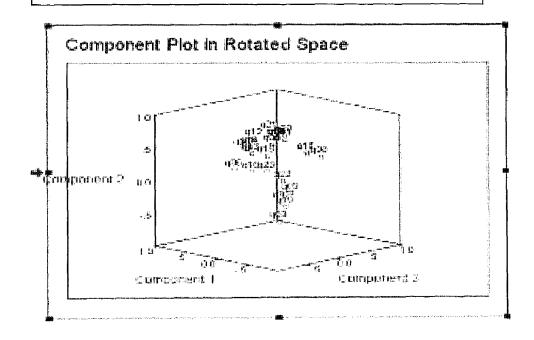
		Comp	onent	
	1	2	3	4
0.06	.800			
Q18	.684			
Q13	.647	·		
0.07	.638			i
Q14	.579			
Q10	.550		:	
Q.15	.489			Î
Q20		.677		
Q21		.661		
Q03		567		į
Q12	.473	.523		
Q04		.516		
Q16		.514		
QD1		. <b>49</b> 6		
Q05		.429		
0.08			.833	
Q 17			.747	
Q11			.747	
0.09				.648
Q22				.645
Q23				.586
Q02				.543
0.19	<u></u>			.428

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

Carrenantest	Transformation	Balanteine
Communem	THE CORPORT OF THE COLUMN TO	INICILITA

Component	1	2	3	4
1	.635	.585	.443	242
2	.137	167	.488	.846
3	.758	513	403	.008
4	.067	.605	635	.476

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.



# 8-11 تمارین

اذا كان لديك البيانات التالية حد العوامل التي تكونما البيانات.

par a defende a section to be subjected when a	atreo	<b>SU</b>	spac]	q1	<b>q</b> 2	Ęp	<b>q4</b>	q5	q6	ц7	рE	49	<b>q10</b>	<b>q11</b>	q12	<b>q13</b>	ជា។	q15
1	1	1	3	1	1	0	D	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	1	3	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	9	1	3	1	1	Q	Q	1	1	1	1	1	1	1		1	1	1
4	4	1	3	1	1	0	D	1	1	1	1	1	19	1	1	1	1	1
<b>. . . .</b>	5	1	1	1	1	Ö	D	1	1	1	1	1	1	1	D	1	1	1
6	5	1	1	ij	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
7	7	1	1	1	1	O	ם	1	0	1	1	1	0	1	O	1	1	1
9	9	1	1	1	O	Q.	Û	1	0	1	1	1	0	1	ĺ	1	1	Thursday, and a second
9	9	1	1	1	Đ	0	1	1	0	4	1	1	1	O	1	. 1	EL 2011 TO PECCHE	1
10	10	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
12	12	2	************	<u> </u>	1	0	1	1	1_	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	19	2	1	1	1	O	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	14	2	1	Ů	1	Û	Ö	Ü	Ö	D	1	1	O	Ō	Ō	1	1	1 1
15	15	2	1		0	1		D	Ü	1	1	1	1	1	1	1	1	1
18	16	2	2	1	1	1	0	O	0		4	1	1	The state of the s	1	1	1	1
17	17	2	2	1	1	0	1	ð	0	Ü	1	1	1	· II	0	1	1	1
19 19	19 19	2	2	Ü	0	0	1		1	1	1	1	1	1	****	0	1	ġ
70	20 20	2	2	1	1	1	ם ו	ą.	1	1	1 1	1	1	0	1	1	1	1
Mary Mary Company					<u> </u>			-		<u> </u>							<u> </u>	
21	21	1		2 0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	_0_	0	0	0	1
22	22	2	4	2 1	1	1	1	1	1	1	1	1_	1	0	1	1	1	1
23	23	2		2 1	0	0	0	0	0	0	Ö	1_	1	0_	1	1	1	1
24	24			2 0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	_0_	1	0	1	0
25 25	25	4	k	3 1	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1
26	26	2		3 1	0	0	1_	1	0	1	1	1_	1	_0_	1	1	1	1
27	27	2		3 1	1	0	1	1	0	1	0	1	1	1_	0	1	1	1
28	28	2		3 1	1	0	1_	0	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
. 29	29	1		3 1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30	2	2   3	3 1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

# الفَصْيِلُ السَّالِيْ عَشِيْنَ

# الإحصاءات اللامعلمية NONPARAMETRIC STATISTICS

1-12 مـقـدمـة 1-12

2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة)

Nonparametric Methods (Single Sample)

3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)

Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين)

**Nonparametric Methods (Two Related Samples)** 

5-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر)

Nonparametric Methods (3 or more Independent Samples)

12-6 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)

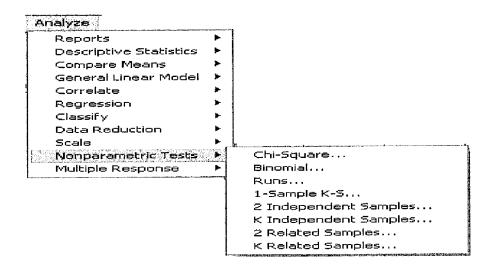
Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

8-12 تماریسن Exercise

# ٳڶڣ<u>ؘڞێڶ</u>ٵڷٵٛڎؠٛۼۺؚؠ۫

# الإحصاءات اللامعلمية NONPARAMETRIC STATISTICS



### 1-12 مقدمة 1-12

إذا كانست المتغيرات التابعة مقاسة بمقياس اسمي أو رتبي أو عندما لا نتمكن من الإيفاء بافتراضات الاختبارات المعلمية، فأنه يمكن استحدام الاختبارات اللامعلمية Nonparametric لاختبارات المعلمية فأنه يمكن استحدام الاختبارات اللامعلمية للاختبارات لا تتطلب أية افتراضات حول المجتمعات الإحصائية مثل التوزيع الطبيعي وتجانس التباين واختيار العينة من المجتمع عشوائياً.

والاختسبارات اللامعلمية بصورة عامة أكثر قوة من الاختبارات المعلمية، إذ أن الإحساءات المعلمية تميل أكثر من الإحصاءات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية، وان الاختبارات اللامعلمية أسهل في طريقة إجراؤها.

Distribution Free الاحتــبارات اللامعلمــية هــي أســاليب متحررة من التوزيع Assumption Free Methods وأساليب متحررة من الافتراضات Methods

الإحصاءات اللامعلمية قائمة على افتراضات ضعيفة، بينما الإحصاءات المعلمية قائمة على افتراضات قوية وأساسية، فإذا تحققت الافتراضات فإن الإحصاءات المعلمية أكثر فاعلية من

الإحصاءات اللامعلمية، وإذا لم تتحقق الافتراضات فإن الإحصاءات اللامعلمية أكثر فاعلية من الإحصاءات المعلمية.

الاسلوب اللامعلمي باختصار هو اسلوب احصائي يمتلك خصائص معينة مرغوبة تحت افتراضات ضعيفة نسبياً تخص المحتمعات المعنية التي منها تم الحصول على البيانات.

### \* متى نستخدم الاحصاءات اللامعلمية

- 1. الفرضية المراد اختبارها لا تتعلق بمعالم المحتمع.
- 2. البيانات المتوفرة مقاسة وفق تدريج أضعف من متطلب الاساليب المعلمية.
- 3. الافتراضات الخاصة بالاستخدام الملائم للاساليب المعلمية غير متحقق (انتهاك واضح لافتراضات الاساليب المعلمية).
  - 4. الحصول على نتائج بسرعة وسهولة وتكلفة أقل.

### 2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) Nonparametric Methods (Single Sample)

1. اختبار الإشارة Sign test

2. اختبار ويلككسون للرتب ذات الإشارة Wilcoxon signed ranks test

Runs test for randomness .3

4. اختبار کو کس ستیوارت للاتجاه Cox-Stuart test for trend

5. اختبار ذات الحدين

6. اختبار كولمقروف سميرنوف معيرنوف 6.

Analyze Nonparametric Tests Chi-Square ...

Binomial ...
Runs ...
1-Sample K-S ...
2 Independent Samples ...
K Independent Samples ...
2 Related Samples ...
K Related Samples ...

### Sign test (One sample) (عينة واحدة) اختبار الاشارة (عينة واحدة) 1-2-12

### \* الافتراضات Assumptions

- 1. العينة مختاره عشوائياً من محتمع وسيطه غير معلوم.
- 2. المتغير المقصود مقاس على مقياس رتبي على الأقل.

### \* الفرضية المطلوب اختبارها Hypothesis

 $H_0: \theta = \theta_0$  الفرضية الصفرية: الوسيط = مقدار ثابت  $H_1: \theta \neq \theta_0$  الفرضية البديلة: الوسيط  $\neq$  مقدار ثابت

### \* الاختبار الاحصائي Test Statistic

الاختبار الاحصائي هو العدد الأقل للإشارات الموجبة أو السالبة T= r(smallest no of + or – signs)

### \* اتخاذ القرار Decision Rule

نرفض الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة  $P(T \le r)$  أقل من القيمة الحرجة  $\alpha/2$  نقبل الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة  $P(T \le r)$  أكبر من القيمة الحرجة  $\alpha/2$  مثال  $\alpha/2$ : اختيرت عينة عشوائية تتكون من  $\alpha/2$  كتاباً وكانت اعداد الصفحات لهذه

### الكتب كما يلي:

153, 166, 181, 192, 244, 248, 258, 264, 266, 305, 305, 312, 330, 340, 356, 361, 395, 427, 433, 467

استخدم هذه البيانات في اختبار الفرضية الصفرية، عند مستوى دلالة (lpha=0.05).

 $H_0: \Theta = 250$ 

 $H_1 \colon \theta \neq 250$ 

### 3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين) Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

- 1. اختبار توكى السريع (Tukey's Quick Test (TQT)
  - 2. اختبار الوسيط Median Test
  - 3. اختبار مان-وتن Mann-Whitney Test
- Test for equality of احتسبار تسساوي التبايسنات اختبار انصاري برادلي variance (Ansari-Bradley Test)
- 7. احتــبار تــساوي التباينات احتبار موسس For equality of variance .5 (Moses Test)
- Test for equality of احتبار مربعات الرتب اختبار مربعات الرتب 6. احتبار تـساوي التبايـنات اختبار مربعات الرتب 6 variance (The Sequare Rank Test)
- 7. اختبار التوزيعات المتماثلة اختبار سميرنوف Test fir identical distribution .7

### \* اختبارات تساوي الوسيطات لعينتين مستقلتين:

، احتیار تو کے السریع ( TIO: IVI) = TUKEV S QUIUK TESL ( TO I )	$H_0: M_1 = M_2$	. اختبار توكي السريع Tukey's Quick Test (TQT)
---	------------------	---

$$H_0: M_1 = M_2$$
 Median Test اختبار الوسيط 2.

$$H_0: M_1 = M_2$$
 Mann-Whitney Test اختبار مــان-وتنى. 3

### \* اختبارات تساوي التباينات لعينتين مستقلتين

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 |  $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$  |  $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$  |  $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ 

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
  $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ 

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 | H<sub>0</sub>:  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$  | H<sub>0</sub>:  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ 

### \* اختبارات التماثل لعينتين مستقلتين

التماثل: التساوي في مقاييس الترعة المركزية، التشتت، التماثل في الشكل، واخلال أي منهم يجعل التوزيعات غير متماثلة.

$$F_1(x) = F_2(x)$$
 اختبار التوزيعات المتماثلة  $-$  اختبار سميرنوف  $-$  اختبار التوزيعات المتماثلة

### اختبارات تساوي الوسيطات لعينتين مستقلتين- اختبار مان-وتني Mann-Whitney

يسستخدم لاغسراض مقارنة وسيطين لمجتمعين بالاعتماد على مشاهدات مستقلة تختار عشوائياً من المجتمعين.

يــستخدم للمقارنــة بين عينتين مستقلتين عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها، وهو البديل اللامعلمي لاختبار T المعلمي للبيانات المستقلة.

والفرضية الصفرية له: لا يوجد اختلاف جوهري في علامات الأفراد في المجتمعات التي سحبت منها العينتان.

### \* افتراضات الاختبار

- 1. تـــتكون البيانات من عينة من المشاهدات العشوائية  $x_1, x_2, ..., x_{n1}$  من المختمع الأول الذي وسيطه M1 غير معروف، ومن عينة احرى من المشاهدات  $y_1, y_2, ..., y_{n2}$  من المختمع الثاني الذي وسيطه M2 غير معروف.
  - 2. المتغيرات متصلة x, y.
  - 3. مقاس على سلم رتبي على الأقل.

### \* الفرضية Hypothesis

H0: M1 = M2 وسيط المحتمع الأول = وسيط المحتمع الثاني H0: M1  $\neq$  M2 وسيط المحتمع الأول  $\neq$  وسيط المحتمع الثاني

### \* لاختبار الفرضية التي تتعلق بتساوي وسيطين نقوم بالاتي:

- 1. نشكل العينة الكلية من العينتين.
- 2. نرتب المشاهدات في العينة الكلية من الأقل الى الأكبر ونعطيها الرتب التي تبدأ من 1 إلى n1+n2 لأكبر قيمة.
- 3. نحمـع الرتب الخاصة بمشاهدات العينة المأخوذة من المجتمع الأول ويرمز للمحموع بالرمو S.
  - 4. نحسب الاختبار الاحصائي T كما يلي:

$$T = S - \underline{n_1(\underline{n_1+1})}$$

\* القرار:

$$W_1-(\alpha/2)$$
 اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي  $T$  اكبر من القيمة الحرجة  $W(\alpha/2)$  اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي  $T$  أقل من القيمة الحرجة  $W(\alpha/2)$  من الحدول  $W(\alpha/2)$  من الحدول  $W(\alpha/2)$  من الحدول  $W(\alpha/2)$  وتكون

\* ملاحظة: اذا كانت أي منهما أو كليهما أكبر من 20 نستخدم التقريب للتوزيع الطبيعي.

$$Z = \frac{T - (n1n2/2)}{\sqrt{n1n2} (n1+n2+1)/12}.$$

مثال2-12: في دراسة حول تقييم الصدق التمييزي لاختبار ما، تم تقسيم مجموعة من الأفراد الى مجموعتين متمايزتين في السمة التي يقيسها الأختبار، حيث يمتلك أفراد المجموعة الأولى والسبالغ عددهم 17 فرداً السمة بدرجة عالية، بينما يمتلك أفراد المجموعة الثانية والبالغ عددهم 10 افسرادً السمة بدرجة منخفضة، إذا طبق الاختبار على افراد المجموعتين وكانت العلامات لأفراد المجموعتين كما في الجدول التالي:

هل يمتلك الاختبار قدرة تمييزية عند مستوى دلالة (  $\alpha = 0.05$  ).

\* الحل:

******************************	MARK-Q1	MARK-G2	Sort-G1	Sort-G2	Rank-G1	Rank-G2
	11.90	089	11,90	6.60	27.00	15.00
	11.70	580	11.70	5.80	26.00	13.00
	9.50	5.40	9.50	5.40	25.00	12.00
	9.40	5.10	9.40	5.10	24.00	11.00
	8.70	5,00	8.70	5.00	23.00	9.50
	8.20	4.30	8.20	4.30	22.00	8.00
	7.70	3.90	7.70	3.90	21.00	5.00
	7.40	3.30	7.40	3.30	19.50	4,00
	7.40	2.40	7.40	2.40	19.50	3.00
	7.10	1.70	7.10	1.70	18.00	1.00
	6.90		6.90		17.00	
	6.80		6.80		16.00	
	<u> </u>			6.60		
	6.30		6.30		14.00	
				5.80		
				5.40		
				5.10		
				5.00		
	5.00		5.00		9.5	
				4.30		
	4,20		4.20	<u> </u>	7	
	4.10		4.10		6	
	1			2.4		
	2.20		2.20		2	
				1.7		
count	17	10				
sum					296.50	61.50

مجموع الرتب للعينة الأولى S1

S1=27+26+25+24+23+22+21+19.5+18+17+16+14+9.5+7+6+2=296.5

 $T = S - \underline{n_1(n_1+1)} = 296.5 - (18*17)/2 = 296.5-153 = 143.5$ 

 $46 = W (\alpha/2)$  أخد أن A.7 من جدول n1=10 , n2=17 , P=0.025

 $W_1 - (\alpha/2) = n1n2 - W(\alpha/2) = 18*17 - 46 = 260$ 

\* القرار:

 $W_1-(lpha/2)$  اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T اكبر من القيمة الحرجة  $W_1-(lpha/2)$  اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T أقل من القيمة الحرجة  $W_1-(lpha/2)$  اذا نرفض الفرضية الصفرية  $W_1-(lpha/2)$  وهذا يعني أن هناك قدوة تمييزية للاختبار.

محموع الرتب للعينة الثانية S2

S2=12+13+15+11+9.5+8+5+4+3+1=81.5

 $T = S - \underline{n_2(n_2+1)} = 81.5 - (10*11)/2 = 26.5$ 

 $46=W~(\alpha/2)$  ن جدول A.7 من جدول n1=10 , n2=17 , P=0.025  $W_1-(\alpha/2)=$  n1n2 -  $W~(\alpha/2)=$  10\*17 - 46 = 124

القررار: بما أن قيمة الاحصائي T=26.5 وهي حارج حدود الفترة (124 - 46) اذا نوض الفرضية الصفرية H0

التقريب:

Z = T - (n1n2/2) . = 26.5 - 85 = -58.5 = -2.937  $\sqrt{n1n2} (n1+n2+1)/12$   $\sqrt{10*17} (10+17+1)/12$  19.916 القرضية الحرود : بما أن القيمة المحسوبة Z = -2.937 أقل من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية

# 4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين) Nonparametric Methods (Two Related Samples)

- 1. اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين Sign Test
- 2. اختبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقةWilcoxon signed ranks test
  - 3. اختبار مكنمار لعينتين مرتبطتين Ac Nemar's test
  - Chi-square test of independence للاستقلالية  $\chi^2$  للاستقلالية 4.
    - Chi-square test of homogeniety للتجانس  $\chi^2$  للتجانس 5.

# \* اختبارات الوسيطات لعينتين مترابطتين:

 $H_0: M_1 = M_2$  اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين 1.

 $H_0: M_1 = M_2$  اختبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقة  $M_1 = M_2$ 

\* اختبارات النسب لعينتين مترابطتين:

\* اختبارات الاستقلال لعينتين مترابطتين:

للاستقلالية  $\chi^2$  للاستقلالية

- \* اختبارات التجانس لعينتين مترابطتين:
- التحانس  $\chi^2$  للتحانس 5.
- \* اختبارات الوسيطات لعينتين متر ابطتين:

# \* اختبار ويلككسون لإشارة رتب الفروق المطلقة Wilcoxon signed ranks test

تستخدم في التصاميم التحريبية ذات الاختبارين القبلي والبعدي، وهو البديل اللامعلمي لاحتسبار T للبسيانات المترابطة، ومن أهم ميزات هذا الاختبار انه يختبر اتجاه الفرق بين أزواج المسشاهدات وحجم هذا الفرق النسبي أيضاً، ويجب أن تكون المشاهدات رقمية، ولا يمكن استخدامه إذا كانت تصنيفية اسمية.

إذا كانست الفسروق تفضل إحدى المحموعتين تكون هذه المجموعة هي الأفضل بدلالة إحصائية.

### \* الافتراضات

- 1. البيانات تتلخص بمجموعة من الازواج العشوائية.
- 2. يمثل الفرق بين العنصر الأول والثاني في الازواج المرتبة متغيراً متصلاً.
  - 3. توزيع الفروق متماثل حول الوسيط للفرق.
  - 4. الفروق مستقلة من خلال الاختيار العشوائي للأفراد.
    - 5. الفروق مقاسة على الأقل في المستوى الفئوي.

### \* الفرضية

 $H_0: M_D = 0$ ,  $M_1 = M_2$  $H_1: M_D \neq 0$ ,  $M_1 \neq M_2$ 

# \* لأختبار الفرضية نعمل الآيي:

- 1. احصل على الفروق Xi Yi
- 2. اعطى رتباً للفروق المطلقة R
- 3. اعطى الرتب اشارات الفروق التي انتجتها
- T- احسب مجموع الرتب ذات الاشارة الموجبة T ومجموع الرتب السالبة

### \* القرار

التي ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي  $T \leq 1$  التي الفرضية الحرجة C التي الحصول عليها من حدول C ، أو ارفض الفرضية الصفرية اذا كان C عكن الحصول عليها من حدول C ، أو ارفض الفرضية الصفرية الصفرية .

### \* ملاحظة

عندما يكون من غير الممكن استخدام جدول A.3 بسبب أن n > 30 نستخدم القيمة التقريبية من التوزيع الطبيعي المعياري للاختبار والتي تحسب من المعادلة التالية:

$$Z = \frac{T - \underline{n(n+1)}}{\sqrt{\frac{\underline{n(n+1)(2*n+1)}}{24}}}$$

n: عدد الازواج.

ويتم مقارنة القيمة الناتجة مع القيمة الحرجة 1.96

### \* مثال 3-12:

درس العالمان لاتاني وكابل أثر اجتماع (التقاء) مجموعة من الفئران على معدل دقات القلب لها وقد رصدوا هذه المعدلات لعشرة فئران بيضاء عندما كان كل منها لوحده وعندما كان مع فار آخر. ويبين الجدول التالي تلك المعدلات:

R	R_R	Di	Di	Rank Di	رتب مع الاشارة
402.00	437.00	-35.00	35	7	-7
409.00	470.00	-61.00	61	9	-9
415.00	408.00	7.00	7	2	2
418.00	448.00	-30.00	30	5	-5
426.00	454.00	-28.00	28	4	-4
450.00	476.00	-26.00	26	3	-3
456.00	535.00	-79.00	79	10	-10
462.00	461.00	1.00	1	1	1
462.00	494.00	-32.00	32	6	-6
463.00	523.00	-60.00	60	8	-8

 $H_0\colon M_D=0\;,\; M_1=M_2$  I let  $H_1\colon M_D\neq 0\;,\; M_1\neq M_2$  I let  $H_1\colon M_D\neq 0\;,\; M_1\neq M_2$  I let  $H_1\colon M_0=0\;,\; M_1\neq M_2$  I let  $H_1\colon M_0\neq 0\;,\; M_1\neq M_2$  I let  $H_1\colon M_1\to M_2$  I let  $H_1\colon M_1\to M_2$  I let  $H_1\colon M_1\to M_2$  I let  $H_1\colon M_1\to M_2$  I let  $H_1\colon M_1\to M_2$  I

### \* الاختبار الاحصائي

$$T = K = smaller ( T+ or T-) = \Sigma r+ = 1+2 = 3$$
  
  $P(T=3 \mid n=10) = 0.0049$ 

\* القرار

التي ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي  $\mathbf{T} \leq \mathbf{L}$  التي الحصول عليها من جدول  $\mathbf{A}$ .

 $P(T=K|n) \le (\alpha/2)$  أو ارفض الفرضية الصفرية اذا كان

يما أن  $\alpha/2$  = 0.025 أقل من  $P(T=3 \mid n=10) = 0.0049$  لذلك نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أن هناك أثر لوضع الفئران معاً على دقات قلبها.

# 12-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)

- 1. اختبار كروسكال والس Kruskall-Wallis test
- 2. اختبار العلامات الطبيعية البديلة A normal scores alternative test
- 3. اختـبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب Jonckheere test for ordered عالم alternative
  - 4. اختبار تجانس التباين Test for equality of variance
  - $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

1. اختبار كروسكال والـــــس

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$ 

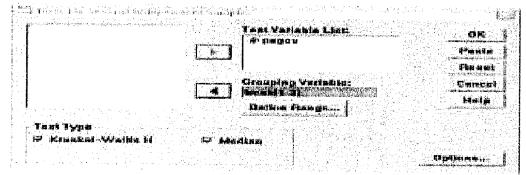
2. اختبار العلامات الطبيعية البديلة

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$ 

3. احتبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب

 $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3$ 

4. اختبار تجانـــس التبـــايــن



# \* اختبار كروسكال والس Kruskall-Wallis Test

هـــذا الاختــبار يناظر تحليل التباين الأحادي One-Way ANOVA في الاحصاءات المعلمية، وهو تحليل تباين احادي للرتب، وهو امتداد مباشر لأختبار ويلككسون واختبار مان-وتني.

وهو مصمم لاختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدة عينات مستقلة قد سحبت من نفسس المحتمع، لذا فهو مصمم لاختبار دلالة الفرق بين ثلاث مجموعات مستقلة أو أكثر عندما تكون البيانات على المتغير التابع رتبية أو يمكن ترتيبها.

Sample1 Sample2 .... Sample I .... Sample k

 $egin{array}{cccc} X_{11} & & X_{12} \ X_{21} & & X_{22} \ \end{array}$ 

 $X_{n11}$   $X_{n22}$   $X_{n22}$  .  $x_{n22}$   $x_{n23}$  .  $x_{n24}$ 

n2: حجم العينة الثانية.

k حجم العينة: nk

S<sub>1</sub>: مجموع رتب العينة الأولى.

.K بمحموع رتب العينة الثانية.  $S_k$ : مجموع رتب العينة  $S_k$ 

# \* الفرضية الصفرية:

 $H_0$ :  $M_1 = M_2 = M_3$  $H_1$ :  $M_1 \neq M_2 \neq M_3$ 

### \* الطريقة:

- 1. لدينا n من القيم نرتبها من أقل قيمة لأكبر قيمة (العينة الكلية).
- نعطيها رتب من اقل قيمة رتبة 1 واعلى قيمة الرتبة n ، وتعطى القيم المتساوية نفس الرتبة.
  - 3. تعطى الرتب لمواقع المشاهدات في عيناتها.
  - 4. نجمع الرتب الخاصة بكل عينة Si وهي مجموع الرتب للعينة i

$$S^2_t = \Sigma S^2_{\underline{i}} = S^2_{\underline{1}} + S^2_{\underline{2}} + \dots + S^2_{\underline{k}}$$
 3. is in the sum of t

6. في حالة عدم وجود ties

$$S_r^2 = \Sigma r_{ij}^2 = 1^2 + 2^2 + 3^2 + ... + n^2 = \underline{n(n+1)(2n+1)}$$

# \* الاختبار الاحصائي

بوجود عدد قيم متعادلة (رتب متساوية) وهي وجود ties

$$T = \frac{(n-1) (S^{2}_{t}-c)}{S^{2}_{r} - c}$$

Where  $c = 0.25 * n (n+1)^2$ 

ties عدم وجود عدد قيم متعادلة (رتب متساوية) وهي وجود  $T = \frac{12}{n \ (n+1)}$   $S^2t - 3 \ (n+1)$ 

\* القرار: اذا كان عدد العينات 3 والحجوم فيها 5 أو أقل نستخدم جدول A.12 المحسوبة < الحرجة نفشل في ان نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

\* ملاحظة: في الحالة التي لا نستطيع فيها استخدام الجدول A.12 حيث (عدد العينات أكثـر من 3 أو حجم العينات في أي منها أكثر من 5) نتوقع أ تتوزع قيم الاختبار T حسب توزيع  $\chi$ 2 بدرجات حرية تساوي  $\chi$ 3 حيث  $\chi$ 4 عدد العينات). لذلك بمكن استخدام حدول  $\chi$ 5 في هذه الحالة لمعرفة القيم الحرجة.

### مثال4-12:

تم حصر عدد الصفحات في ثلاثة مجموعات عشوائية من الكتب (احصاء، رياضيات، حاسوب) واعتماداً على اعداد الصفحات المسحلة نرغب باختيار الفرضية الصفرية التي تنص على أن العينات الثلاث من نفس التوزيع، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن هناك على الأقل عينة واحدة جاءت من توزيع له وسيط مختلف عن الوسيطات في التوزيعات الأخرى عند مستوى الدلالة الاحصائية  $\alpha = 0.05$  نفذ هذا الاختبار اذا كانت عدد الصفحات كما يلي:

	Stat	Math	Comp	Stat_R	Math_R	Comp_R
	126	93	29	10	6	1
	142	98	39	11	7	2
	156	216	60	12	15	3
	228	249	78	17	20	4
	245	301	82	18	25	5
	246	319	112	19	26	8
	370	731	125	28	34	9
	419	910	170	29	36	13
	433		192	30		14
	454		224	31		16
	478		263	32	_	21
	503		275	33		22
			276			23
			286			24
			369			27
			756			_ 35
محموع الرتب				270	169	227
مجموع الرتب حجم العينة				12	8	16

# \* القرار

بما أن الحجوم لبعض العينات تزيد عن 5 فإن توزيع الاحتبار الاحصائي T يقترب من توزيع  $\chi 2$  بدرجات حرية  $\chi 2=3-1$ ) لذلك نفشل في رفض الفرضية الصفرية لأن المحسوبة  $\chi 2=3-1$  بدرجات حرية  $\chi 2=3-1$  ونسستنتج أن مجموعات الكتب الثلاثة من نفس  $\chi 2=3-1$ 

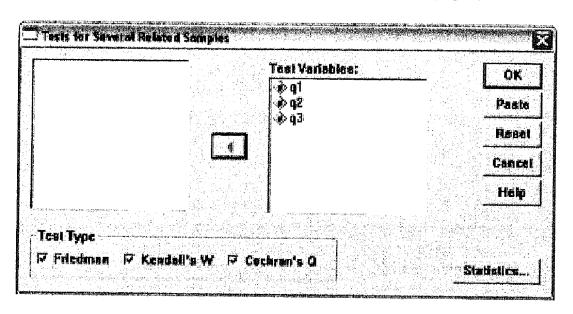
الــتوزيع مــن حيث عدد صفحات الكتاب، أي لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

# 6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$ 

1. اختبار فریدمان Friedman test

 $H_0$ :  $M_1 = M_2 = M_3$  Cochran's test احتبار کو کران.



# \* اختبار کو کر ان Cochran's test

يــستحدم هــذا الاختبار في حالة البيانات الثنائية (متغير ثنائي) مثل النحاح والفشل، الحدوث وعدم الحدوث، الربح والخسارة، الذكور والاناث، الحياة والموت، والبيانات المرتبطة يمكن صياغتها كمصفوفة.

الأفراد	<b>A</b> 1	<b>A</b> 2	• • •	Ak	
S1		<u></u>			Β1=ΣΧίϳ
S2				ļ-	B2
Sn					
					N=ΣXij

$$Tj = \Sigma Xij$$
  
Bi =  $\Sigma Xij$ 

لاختبار الفرضية الصفرية

H0:

جميع المعالجات متكافئة في فعاليتها

هناك على الأقل معالجة تختلف في فعاليتها عن بقية المعالجات . H1:

نستخدم اختبار كوكران والذي يعطى بالعلاقة التالية:

$$Q = \frac{k (k-1) \sum Tj^{2} - (k-1) N^{2}}{KN - \sum Bi^{2}} \sim \chi^{2}_{k-1}$$

القرار:

المحسوبة < الحرجة نفشل في ان نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

### مثال 12-5:

اذا كانت علامات 5 أشخاص في ثلاثة اسئلة موضوعية كما يلي:

Married American Street, and American	Magazine e e	Laborate Market Market Andrews Company	haran and a single and a single and	CONTRACTOR DESCRIPTION OF A STATE OF THE PROPERTY OF THE PARTY OF THE
الأفراد	Q1	Q2	Q3	Total
S1	1	1	0	2
S2	1	0	1	2
<b>S</b> 3	0	0	1	1
S4	. 0	1	1	2
S5	1	0	1	2
	3	2	4	9

هـــل تـــدل هذه النتائج على اختلاف صعوبة الفقرات عند مستوى الدلالة الاحصائية lpha=0.05

الفرضية الصفرية: جميع الفقرات لها نفس درجة الصعوبة

H1: الفرضية البديلة: هناك على الأقل فقرة تختلف في صعوبتها عن بقية الفقرات  $Q = \frac{k (k-1) \sum Tj^2 - (k-1) N^2}{KN - \sum Bi^2}$ 

$$Q = \frac{3(3-1)[32+22+42] - 2*9^2}{3*9 - [2^2+2^2+1^2+2^2+2^2]} = \frac{174 - 162}{27 - 17} = 1.2$$

القرار:

بمسا ان القيمة المحسوبة (  $\chi^2_{2,0.05} = 5.991$  ) خقل من القيمة الحرجة (  $\chi^2_{2,0.05} = 5.991$  ) نفشل في رفض الفرضية الصفرية، يعني الفقرات الثلاثة متساوية في درجة صعوبتها.

# 7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 2-12: نستخدم احتبار مان-وتني - عينتين مستقلتين.

\* ادخال البيانات

group	mark
1	7.40
1	7.40
1	7.10
1	6.90
i	6.80
1	6.30
1	5.00
1	4.20
1	4.10
1	2.20
2	6.60
2	5.80
2	5.40
2	5.10
2	5.00
2	4.30
2	3.90
2	3.30
2	2.40
2	1.70

Analyze - Nonparametric Test - 2 Independent Samples...

Frank  Grosping Vestable: Concel  Grosping Vestable: Concel  Jenuph 2  Help  Define Groups  Frank  Define Groups  Mann-Whitney U  Kolmogorov-Smirnov 2  Mance Expense reactions 1 Wald-Weilowitz rusp	The second secon		Test Varioble List:		oĸ.
Grouping Yestable: Cancel			\$ itemies		Pante
	The second secon	<u> </u>			Reset
Define Groups  Test Type  Wann-Whitney U   Keinsogeray-Smitheov 2		i firstivaciótico			Cancel
Test Type IV Mann-Whiney U ( Kolmogonov-Smirnov 2		4	शिष्णभूषि द्रो		iden)ji
₩ Markn-Willing U   Kelmogorov-Smilmov Z			Define Groupa		American Section Section Section 2015 Section 1
돌아보다 하다 하는 것이 말했다. 그 사람들은 사람들이 되는 사람들이 얼마나 되었다.	Test Type	Are man			
Manas expense sencilons 1 Wald-Wollowkis man		. I <sup>ac</sup>	Kolmogorov-Smirrov Z		
The second of th	T Maacs exiseme reactio	sn-‰ 1 <sup></sup> !	hhlidri shhridramikta viina		
	Application of the design of the second of t	e Parama and	in a sector of the a result situates of \$100 h in 180 kilo	j	

ضع المستغير mark في نافسذة :Test Variable List في نافضة Group في نافذة Grouping Variable:

مــن Test Type أنقــر مــربع الاختبار Mann-Whitney U، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

# **Mann-Whitney Test**

### Ranks

	GROUP	N	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	1.00	17	17.44	296.50
	2.00	10	8.15	81.50
	Total	27		

Test Statistics<sup>b</sup>

	MARK
Mann-Whitney ∪	26.500
Wilcoxon W	81.500
Z	-2.938
Asymp. Sig. (2-tailed)	.003
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.002ª

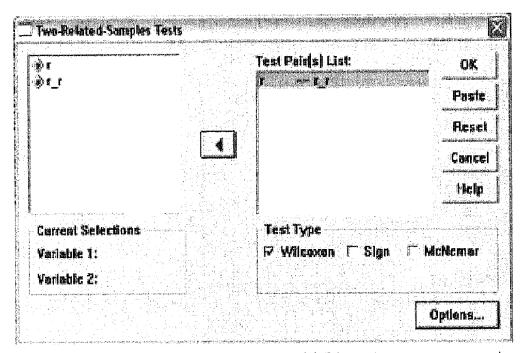
a. Not corrected for ties.

مثال 12-3: نستخدم اختبار ويلككسون - عينتين مترابطتين.

\* ادخال البيانات

_P	
402	437
409	470
415	408
418	448
426	454
450	476
456	535
462	461
462	494
463	523
<b>3</b>	·

Analyze - Nonparametric Test - 2 Related Samples...



ضع المتغيران r, r\_r في نافذة :Test Pair(s

من Test Type أنقر مربع الاختبار Wilcoxon، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

### **NPar Tests**

# **Wilcoxon Signed Ranks Test**

### Radio

	N	Mean Fank	Sum of Flanks
R_A R Negative Ranks	20	1.60	3.00
Positive Ranks	₽ <sup>t</sup> *	6.50	52.00
Ties	Oc.		·
<u> </u>	10		

a R\_R = R

b R\_R R

c. R = R\_R

### Test Statistics

	H_M·R
<b>1</b>	-2.4974
Asymp. Sig. (2-failed)	.013

a. Based on negative ranks.

b Wilcoxon Signed Ranks Test

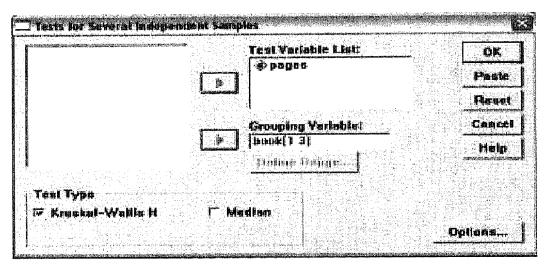
# مثال 12-4: نستخدم اختبار كروسكال والس - ثلاث عينات مستقلة أو أكثر

\* ادخال البيانات

	book	pages
1	1.00	126.00
2	1.00	142.00
3	1.00	156.00
4	1.00	228.00
5	1.00	245.00
б	1,00	246.00
7	1.00	370.00
8	1.00	419.00
9	1.00	433.00
10	1.00	454.00
11	1.00	478.00
12	1.00	503.00
13	2.00	93.00
14	2.00	98.00
1.5	2.00	216.00
16	2.00	249.00
17	2.00	301.00
18	2.00	319.00
19	2.00	731.00
20	2.00	910.00

3.00	29.00
3.00	39.00
3.00	60.00
3.00	78.00
3.00	82.00
3.00	112.00
3.00	125.00
3.00	170.00
3.00	192.00
3.00	224.00
3.00	263.00
3.00	275.00
3.00	276.00
3.00	286,00
3.00	369.00
3,00	756.00
	3.00 3.00 3.00 3.00 3.00 3.00 3.00 3.00

Analyze - Nonparametric Test - K Independent Samples...



ضم المستغير pages في نافسذة :Test Variable List والمستغير book في نافسذة Grouping Variable:

من Test Type أنقر رم بع الاختبار Kruskal-Wallis H، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

### NPar Tests

### Kruskal-Wallis Test

#### Ranks

	BOOK	7	Mean Rank
PAGES	stat	12	22.50
1	math		21.13
1	comp	16	14,19
	Total	36	

Test Statistics -- b

	PAGES
Chi-Square	4.907
df	2
Asymp. Sig.	880.

a. Kruskal Wallis Test

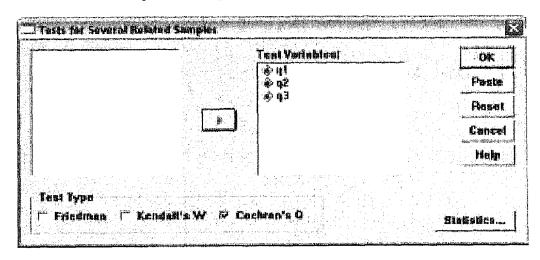
b. Grouping Variable: BOOK

 $\chi^2_{2,0.95} = 5.991$  القرار: بما أن القيمة المحسوبة 4.907 = 4.907 أقل من القيمة الحرجة 15.99 الفراد: من نفس التوزيع من نفس الفرضية الصفرية، ونستنتج أن مجموعات الكتب الثلاث من نفس التوزيع من حيث عدد صفحات الكتاب، أي أن لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

مثال 12-5: نستخدم الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)\*اختبار كوكران \* ادخال السانات

ql	q2	q3
1,	1	0
1	0	1
0	0	1
0	1	1
1	0	1

Analyze - Nonparametric Test - K Related Samples...



Test Variables: في نافذة q1, q2, q3 ضع المتغيران

منTest Type أنقر مربع الاختبار Cochran's Q، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

### **→ NPar Tests**

### **Cochran Test**

### Frequencies

	Value		
	0	1	
Q1	2	3	
Q2 Q3	3	2	
Q3	1	4	

### **Test Statistics**

N	5
Cochran's	Q 1.200ª
df	2
Asymp, Si	g549

a. 1 is treated as a success.

# 8-12 تـمـاريــن Exercise

س1: التالية علامات 15 طالب في مساق مهارات الحاسوب قبل وبعد تلقيهم لدوره في الحاسوب، هل للدورة التدريبية أثر في تحسن هؤلاء الطلاب؟

\* استخدم اختبار ويلككسون للأزواج المترابطة.

·					
رقم	العلامة قبل	العلامة بعد	الفرق=بعدي-	الرتب	الرتب ذات الاشارة
الطالب	الدورة	الدورة	قبلي	للفرق	الأقل تكراراً
1	65	70			
2	40	45			
3	60	55_			
4	65	82			
5	80	60			
6	25	50			
7	40	63			
8	30	50			
9	85	83			
10	75	72			
11	45	55			
12	70	70			
13	74	88			
14	35	65			
15	65	80			

# **Wilcoxon Signed Ranks Test**

#### Ranks

		Z	Mean Rank	Sum of Ranks
POST - PRE	Negative Ranks	4ª	4.38	17.50
	Positive Ranks	10 <sup>b</sup>	8.75	87.50
	Ties	1°		
ĺ	Total	15		

- a. POST < PRE
- b. POST > PRE
- c. PRE = POST

### Test Statistics<sup>b</sup>

	POST-PRE
Z	-2.200ª
Asymp. Sig. (2-tailed)	.028

- a. Based on negative ranks.
- b. Wilcoxon Signed Ranks Test

س2: اراد باحث مقارنة مجموعة تجريبية مع أخرى ضابطة في ادائهما على مقياس للاتجاهات،
 وكانت درجاهم كما هو مبين أدناه:

\* استخدم اختبار مان-وتني لعينتين مستقلتين.

المجموعة التجريبية Expermental	الرتبة Rank	المجموعة الضابطة Control	الرتبة Rank
52		52	
68		39	
42		47	
49		38	
36		27	
31		18	
29		20	
28		15	
50			

# **Mann-Whitney Test**

### Ranks

	GROUP	N	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	expermental	9	10.72	96.50
	Control	8	7.06	56.50
	Total	17		

### Test Statistics<sup>b</sup>

	MARK
Mann-Whitney U	20.500
Wilcoxon W	56,500
Z	-1.492
Asymp, Sig. (2-tailed)	.136
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.139

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: GROUP

س3: لنفرض أن شركة قامت باستخدام ثلاثة برامج لتدريب الموظفين، وبعد الانتهاء قام باجراء قياسات رتبية على ادؤهم في العمل، والجدول أدناه يبين علاماتهم على المقياس المستخدم، والمطلوب معرفة إن كان هناك اختلاف فيما بين المجموعات يعزى للاسلوب التدريدي.

\* استخدم اختبار كرسكال والس.

Group_1	Group_2	Group_3
75	70	60
70	60	50
80	50	45
65	40	50
		49

### **→ NPar Tests**

# Kruskal-Wallis Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank
MARK	1.00	4	11.13
	2.00	] 4	6.00
	3.00	5	4.50
	Total	13	

Test Statistics\*,b

	MARK
Chi-Square	6.926
df	2
Asymp. Sig.	.031

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: GROUP

# س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة (نعم، لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

- 1- تتطلب الاحتبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات تجانس التباين.
- 2- تتطلب الاحتبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.
  - 3- الاختبارات المعلمية أكثر قوة من الاختبارات اللامعلمية.
    - 4- تميل الاختبارات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية.
  - 5- يعتبر اختبار ولكوكسون بديلاً لاختبار (T) للبيانات المستقلة.
    - 6- يعتبر اختبار مان-وتني بديلاً لاختبار (T) للبيانات المترابطة.
  - 7- يعتبر اختبار كروسكال والس بديلاً لتحليل التباين الاحادي.

# الفضيل الثاليث عَشِير.

# تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

- 1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
  - 2-13 تشفیل نظام SPSS،
  - 13-3 شاشات نظام SPSS.
    - 4-13 ملفات نظام SPSS.
  - 5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS.
- 6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

# الفَصْيِلُ الثَّالِيْنُ عَشِيْنِ

# تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

# 1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS

\* أن كلمة SPSS تتكون من SPSS تتكون من SPSS تتكون من المجتماعية، وتستخدم لأجراء عمليات إحصائية كثيرة وبشكل المجتماعية، وتستخدم لأجراء عمليات إحصائية كثيرة وبشكل سهل. وتوجد أغلب التحليلات في قائمة التحليل Analyze المبينة أدناه:

T.P	nalyze <sup>l</sup> .	
1	Reports	F
ļ	Descriptive Statistics	►
1	Compare Means	F
7	General Linear Model	F
1	Correlate	Þ
	Regression	Þ
]	Classify	Þ
	Data Reduction	١
1	Scale	Þ
1	Nonparametric Tests	١
	Multiple Response	Þ

يلزمنا أن نقوم بإجراء بعض التحليلات الإحصائية للبيانات مثل: الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics مثل إيجاد مقاييس الترعة المركزية: الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال، ... وإيجاد مقاييس التشتت: المدى، التباين، الانحراف المعياري، المدى المتوسط، ...

مقارنة الأوساط Compare Means.

إيجاد معاملات الارتباط Correlate: الارتباط البسيط، الارتباط المتعدد، الارتباط المتعدد، الارتباط المتعدد، الارتباط شبه الجزئي، ....

Regression إيجاد معادلة الانحدار

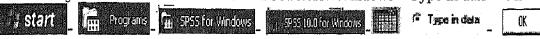
الإحصاءات اللامعلمية Nonparametric Tests

إن القيام بالحسابات اليدوية لهذه الإحصاءات ليس سهلاً خاصة إذا كان حجم البيانات كيبراً، ولكين باستحدام برنامج النظام الإحصائي SPSS تصبح جميع هذه التحليلات سهلة وممتعة إذا تم التعامل مع البرنامج بشيء من الحرفية.

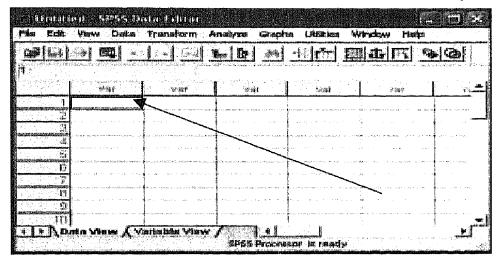
# 2-13 تشغيل نظام SPSS.

\* تشغيل نظام SPSS

Start - Programs - SPSS for Windows - SPSS10.0for Windows - Type in data - Ok



تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

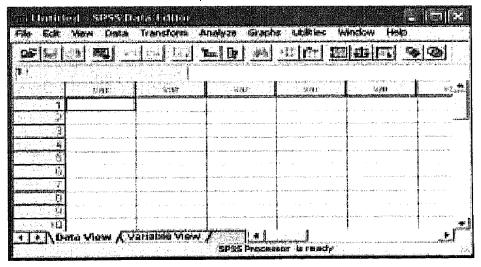


### 3-13 شاشات نظام SPSS:

يحتوي نظام SPSS على ثلاث شاشات رئيسية هي:

1. شاشة محرر البيانات Data Editor Window: وتحتوي على البيانات الإحصائية المراد تحليلها.

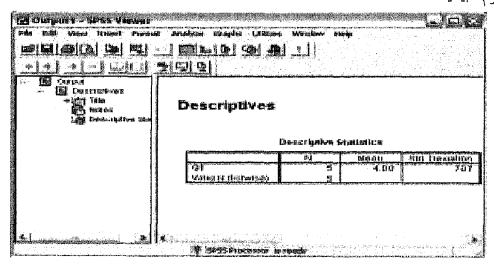
وتتكون من شاشتين هما Data View وتستخدم لإدخال البيانات



وشاشة Variable View وهي شاشة تعريف المتغيرات كما هو مبين أدناه:

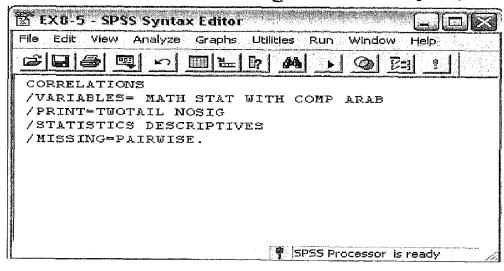
	Name	Туре	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2										
3				***************************************						

2. شاشــة المخــرجات Output Navigator: تظهر نتائج التحليلات الإحصائية والرسوم البيانية.

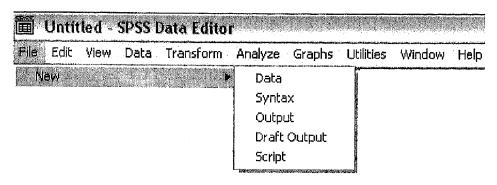


3. شاشـــة التعلــيمات Syntax Window: تــستخدم لكتابة التعليمات للعمليات المحتلفة.

من قائمة File اختر New ثم Syntax تظهر لك شاشة التعليمات أدناه، ثم اكتب التعليمات في داخل الشاشة كما هو موضح أدناه:



# 4-13 ملفات نظام SPSS:



# هناك عدة أنواع من الملفات منها ما يلي:

- 1. ملف البيانات Data: وهي الملفات التي تحتوي على البيانات الخام المراد تحليلها، ويكون نوع الملف (SAV.)، فإذا كان اسم ملف البيانات JAMAL فإن نوعه (SAV.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SAV)
- 2. ملف المخرجات Output: وهـو الملف الذي يحتوي على نتائج الإجراءات الإحـصائية التي تظهر في شاشة المخرجات، ويكون نوع الملف (SPO)، فإذا كان اسم ملف المخرجات JAMAL.SPO)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPO)
- 3. ملف التعليمات Syntax: وهو الملف الذي يحتوي على التعليمات المراد إحراؤها، ويكون نسوع الملف (SPS.)، فإذا كان اسم ملف التعليمات JAMAL فإن نوعه (SPS.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPS)
- 4. ملف المخرجات: وهو الملف الذي يحتوي على مسودة ملف المخرجات المراد إجراؤها، ويكون نوع الملف (rtf). مثال ذلك هو (JAMAL.rtf)
- 5. ملف Script: وهو الملف الذي يحتوي على الاجراءات الجاهزة وتستخدم لغة Sax على الاجراءات الجاهزة وتستخدم لغة Script: ولذي تكتب بها الاجراءات الجاهزة مثل Clean Viewer ويكون نوع الملف (SbS)، فيكون الاسم الكامل فياذا كان اسم ملف الاجراءات Remove Labels فإن نوعه (sbs)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (Remove Labels.sbs).

# 5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS:

Untitled -:	SPSS I	)ata Edito	ſ		and the second second second second
File Edit View	Data	Transform	Analyze	Graphs	Utilities Window Help

### قائمة ملف File

File		
New		þ
Open		þ
Open Database		þ
Read Text Data		
Save	Ctrl+5	*****
Save As		
Display Data Info		
Apply Data Dictionary		
Cache Data		
Print	Ctrl+-P	
Print Preview		
Switch Server		
Stop Processor	Ctrl+.	
Recently Used Data		۶
Recently Used Files		Þ
Exit		

New: إنشاء ملفات جديدة.

Open: فتح ملفات مخزنة سابقاً.

Read Text Data: قراءة ملف بيانات.

Save: تخزين ملفات.

Display Data Information: إظهار معلومات عن الملفات.

Print: طباعة الملفات.

Print Preview: معاينة الملفات قبل الطباعة.

Exit: الخروج من البرنامج.

# قائمة تحرير Edit

	Edit	
1	Undo Set Cell Value	Ctrl+Z
1	Redo	Ctrl+R
1	Cut	Ctrl+X
	Сору	Ctrl++C
4	Paste	Ctrl+V
4	Paste Wariables	
4	Clear	Del
+	Find	Ctrl+F
1	Options	

Undo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Redo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Cut: قص البيانات.

Copy: نسخ البيانات.

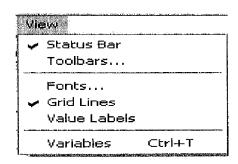
Paste: لصق البيانات.

Clear: حذف (عمود، صف) أو اكثر بما يحويه من بيانات بعد تحديد المراد حذفه.

Find: البحث عن حالات.

...Options: خيارات.

### قائمة عرض View



Status Bar: إخفاء أو إظهار شريط الحالة.

:Toolbars: إظهار شريط الأدوات والأيقونات المختصرة المستخدمة بدل من القوائم.

...Fonts: تغيير نوع الخط المستخدم.

Grid Lines: إظهار أو إحفاء خطوط الشبكة.

Value Labels: إظهار أو إحقاء عناوين القيم.

Variables: إظهار شاشة تعريف المتغيرات.

### قائمة البيانات Data

Oata	***
Define Dates	
Insert Variable	
Insert Cases	
Go to Case	
Sort Cases	
Transpose	
Restructure	
Merge Files 🕪	
Aggregate	
Split File	
Select Cases	
Weight Cases	

...Define Dates... تعريف المتغيرات وتغيير اسماؤها.

Insert Variables: اضافة متغيرات حسيلة..

Insert Cases: اضافة حالات جديدة.

... : Go to Case: الذهاب الى حالة معينة.

...Sort Cases: ترتيب الملف حسب قيم متغير ما.

...Transpose: تحويل البيانات.

Merge Files: دمج الملفات وهي دمج اكثر من ملف وجعلها ملف واحد.

...Aggregate: تحميع وتلخيص الحالات.

...Split File: تقسيم الملف الى عدة أجزاء.

...Select Cases: تستخدم لاختيار مجموعة من الحالات ينطبق عليها شرط معين.

### قائمة التحويلات Transform:

انشاء متغير جديد من خلال المتغيرات الموجودة.

Compute...
Random Number Seed...
Count...
Recode
Categorize Variables...
Rank Cases...
Automatic Recode...
Create Time Series...
Replace Missing Values...
Run Pending Transforms

Compute: القيام بالعمليات الحسابية المختلفة.

Count : حساب عدد القيم المتشابهة لقائمة من المتغيرات لكل فرد من أفراد العينة. Recode: اعادة ترميز البيانات.

:Rank Cases... إنشاء متغيرات جديدة تحتوي على رتب المتغيرات الموجودة المختلفة للقيم الرقمية.

...Automatic Recode: (الترميز الآلي)، إعادة ترميز السلاسل الحرفية إلى قيم.

... Create Time Series: إنشاء متغير جديد يحتوي متسلسلة زمنية.

...Replace Missing Values: تعويض القيم المفقودة بطرائق إحصائية.

## قائمة التحليلات Analyze

Analyze	mi ini ini in
Reports	Þ
Descriptive Statistics	۲
Compare Means	<b> -</b>
General Linear Model	Þ
Correlate	Þ
Regression	<b>þ</b>
Classify	۶
Data Reduction	۲
Scale	Þ
Nonparametric Tests	<b>&gt;</b>
Multiple Response	<b>)</b>

Reports: التقارير.

Descriptive Statistics : الإحصاء الوصفى.

: مقارنة الأوساط، تحليل التباين الأحادي.

General Linear Model: تحليل التباين الثنائي General Linear Model

: حساب معاملات الارتباط.

Regression : حساب معادلة الانحدار.

: التصنيف Classify

Data Reduction : التحليل العاملي.

: تحليل الثبات (معاملات الثبات). Scale

. الإحصاءات اللامعلمية. Nonparametric Test

Multiple Response : تعريف المجموعات.

## قائمة الرسومات البيانية Graphs

Graphs	<del>echieleminaje</del>
Gallery	
Interactive	<b>þ</b>
Bar	
Line	
Area	
Pie	
High-Low	
Pareto	
Control	
Boxplot	
Error Bar	
Scatter	
Histogram	
P-P	
Q-Q	
Sequence	
ROC Curve	
Time Series	•

### قائمة الفوائد Utilities

Litilities	
Variables File Info	
Define Sets Use Sets	
Run Script	
Menu Editor	

... Variables : إعطاء معلومات عن المتغيرات.

File Info : إيجاد معلومات مفصلة عن الملف المستخدم والمتغيرات التي يه.

...Define Sets.. تعريف المحموعات للمتغيرات المختلفة.

...Use Sets... استخدام المجموعات للمتغيرات المختلفة.

### قائمة نافذة Window

Window
Minimize All Windows
✓ 1 Untitled - SPSS Data Editor

Minimize All Windows: التحكم بحجم النوافذ.

### قائمة المساعدة Help

# Topics Tutorial SPSS Home Page Statistics Coach About...

Topics : إعطاء مساعدة عن أي محتوى من محتويات البرنامج.

# 6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

س2) في اختبار لمادة الحاسوب الذي يتكون من الأسئلة أدناه، حلل الاختبار؟

رقم الطالب: التخصص: 1-علمي 2-أدبي 3-معلوماتية 4-مهني الجنس: 1-ذكر 2-أنثى . الجنس: 1-ذكر 15-أنثى . المادة: الحاسوب. المستوى الثالث - تراسل البيانات والشبكات. (15 سؤال).

ضع دائرة حول رمز الإجابة الصحيحة في كل مما يلى:

# 1- أي من التالية ليس من مكونات شبكة الحاسوب:

أ- أجهزة حاسوب مزودة ببطاقات خاصة بالاتصال. ج- منظم التيار الكهربائي. ب- أسلاك توصيل بين الأجهزة. د- بطاقات الشبكات.

# 2- تغطى الشبكة المحلية LAN مساحة قطرها حوالي:

10000م -100م -1000م -1000م -1000م

# 3- الجهاز الذي يعمل على زيادة حجم وكفاءة الشبكة هو:

أ- المقسم Switch. ب- الخط Line. ج- الموزع Hub. د- الجسر Bridge.

### 4- شبكة مكونة من جهازى حاسوب فقط مرتبطين بخط اتصال تسمى:

أ- الشبكة المحلية LAN. ج- شبكة الحادم والمستفيد Client/Server. ب- الشبكة الحادم والمستفيد Star Network. د- الشبكة النجمية Star Network.

### 5- إن الصطلح Hyper Text يعنى:

أ- نص مترابط. ب- عنوان الموقع. ج- مزود حدمة الانترنت. د- متصفح الانترنت.

# 6- إن المصطلح URL يعني:

أ- نص مترابط. ب- عنوان الموقع. ج- مزود خدمة الانترنت. د- متصفح الانترنت.

# 7- إن المصطلح Search Engines يعني:

أ- محركات المحث.

ج- الشبكة العنكبوتية العالمية. د- متصفح الانترنت

# 8- أي من التالية ليست من محركات البحث Search Engines:

د– Windows

أ- Yahoo ب- Altavista ج- Google

# 9- يرمز للمواقع الحكومية بـ:

د– Net

ح- Gov

Org –ب Edu –أ

# -10 تغطى الشبكة واسعة التغطية -10 مساحة تقدر بـ

ج- قارة.
 د- الكرة الأرضية.

أ- مدينة. ب- دولة.

# 11- تقسم الشبكات المحلية LAN إلى:

أ- الشبكة التناظريةPeer-to-Peer، الشبكة التماثلية Symetric Network

ب- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظرية Peer-to-Peer

ج- الشبكة التناظرية Peer-to-Peer، شبكة القيمة المضافة VAN.

د- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، شبكة القيمة المضافة VAN.

# 12- عتاز الشبكة التناظرية Peer-to-Peer بألها:

أ- مناسبة عندما تكون شبكة الاتصال كبيرة.

ب- يوجد جهاز أساسي يؤدي الخدمات للشبكة وبقية الأجهزة محطات عمل.

ج-تكون جميع الأجهزة في هذه الشبكة متكافئة.

د-لكل جهاز حق الوصول إلى الشبكة حسب أهميته.

# 13- يتكون عنوان البريد الالكتروين من:

أ- اسم خاص بالمستخدم ، إشارة # ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ب- اسم حاص بالمستخدم، إشارة \$ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ج- اسم خاص بالمستخدم، إشارة & ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكترويي.

د- اسم خاص بالمستخدم، إشارة @ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

# 14- إن المصطلح WWW يعنى:

ج- محركات البحث د- متصفح الانترنت. أ- الشبكة العنكبوتية العالمية
 ب- عنوان الموقع.

# 15- تصنف شبكات الحاسوب حسب المنطقة الجغرافية التي تغطيها إلى:

أ- شبكات علية LAN، شبكات واسعة التغطية WAN.

ب- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظريةPeer-to-Peer بحرب شبكة القيمة المضافة VAN.

د- شبكات واسعة التغطية WAN، شبكة القيمة المضافة VAN.

# \* الترميز Coding

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

مثال: متغير الجنس Sex وهو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى: الرقم 1 للذكور و2 للإناث.

٥ ذكر. 1

o أنثى. 2

التخصص: يعطى 1-علمي 2-أدبي 3-معلوماتية 4- مهني كما يلي:

0 علمي. 1

0 أدبي. 2

معلوماتية.

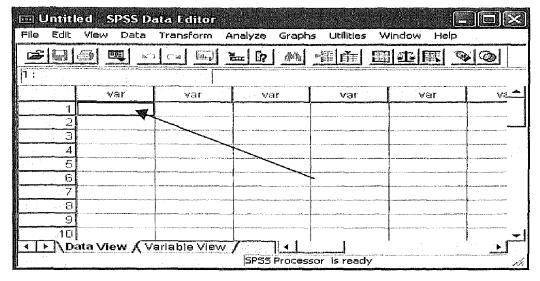
٥ مهن. 4

رقم الطالب، الأسئلة:

#### مثال 1: انشىء ملف جديد اسمه example1

File - New - Data

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



لعمل حدول ترميز للمتغيرات الواردة في المثال يتم كما يلي:

انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه

	Name	Туре	₩idth	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2	•						-			
3										

إدخال متغير رقم الطالب stno

إدخــال مــتغير الجنس sex وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالى:

- Value Label	8				OΚ
Val <u>u</u> e:	<u>j</u> 2		III. SE SELECTION OF SELECTION SERVICE		Cancel
Valu <u>e</u> Label:	Frankrik alle ber	مرين وساد مسرس مرورون	المستنب المستمرة المستنب	 -	Help
L Add L	''ذکر'' = 1				A THE LAW OF THE LAW O

إدخال متغير التخصص Syec وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالي:

-Value Labels					ÐΚ
Val <u>u</u> e: ∫			antitions in the contract of the same	- Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carrier Carr	Cancel
Value Label: ∫	**************************************	New and the second	vii i 4. (11.85		Help
Add	''علمي'' = 1 ''أدبي'' = 2				
Change	، درون الرومانية " = 3 الرومانية " = 4	to"			

q1...q15 وهي q15 وهي q15 إلى سؤال q15 وهي q15 وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

	Marn	Туре	Www.	Decimals	Label	Values	Missing	Column	A⊯gn	Meagu
1	sino	Numeric	9	Û		None	None	9	Center	Scale
2	600	Numeric	1	C)		{1, Kij.	None	B	Right	Scale
5	spet	Numeric	1	0	A Salar (1904) (Salar (1994) . Salar (1994)	11, 4	None	0	Right	Scale
4	q1	Mumeric	1	0		None	None	2	Center	Scale
5	g2	Numeric	1	CI .	For 1.110 - 1.11.2.	None	None	3	Center	Scale
. 6	qЗ	Numeric	1	Ø		None	None	3	Center	Scale
7	Q4	Numeric	4	0	a av enere entre lagge cydaning e	None	None	3	Center	Scale
0	qδ	Mumeric	11	0	E Secret County Participal County	Mone	None	3	Center	Scale
9	<b>Q</b> 5	Numeric	1	O	N 142 1 12 1 1	None	None	3	Center	Scele
10	q7	Numeric	1	0	Straigh (Minn 1881) on A gall programmer)	None	None	3	Center	Scale
111	gΘ	Numeric	1	0	er am et strate tillhana sammana.	Mone	Mone	3	Conter	Scale
12	O#E	Numeric	1	a	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	Mone	None	a	Center	Scele
19	qIO	Numeric	1	0	eran sterment in 4th plan	None	None	3	Center	Scole
14	<b>q11</b>	Numeric	1	0	A LAMBOR OF MICHIGAN CONTRACTOR WINDOW	Mone	None	3	Conter	Scale
15	q12	Mumeric	1	٥	Record of the Real professional West	None	None	The state of the s	Center	Scale
16	g13	Numeric	1	Q		None	None	3	Center	Scale
171	g14	Numexic	11	G	Pantoni Mana albertan Bara Bara ara ara	None	None	3	Center	Scale
18	g 15	Numeric	l1	<b>d</b>	p Docke the bigget. The becomes	None	None	3	Center	Scalo

Input Data إدخال البيانات

Electric Parameter and a comment of	stra	sex	spec	q1	42	qЗ	<b>q4</b>	q5	46	q7	48	49	910	at t	q12	<b>a13</b>	<b>q14</b>	q15
1	4	٦	3	1	1	a	D	-1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	1	Е	1	1	O	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
(S)	3	1	3	1	1	O	ŋ	1	1	1	THE REPORT	1	1	1	1	1	1	1
4	4	1	3	1	1	0	0	1	1	1	1	1	*	1	1	1	1	1
- 5	5	1	1	1	1	O	Ö	1	1	1	1	1	1	1	Ü	1	4	9
<u> </u>	Б	1	1	1	1	0	1	1	a	"]	1	1	1	1	Đ	1	1	1
7	7	4	1	1	1	Q	ם	1	0	1	1	1	0	1	0	1	1	1
	8	1	-CMINSTER STATE	1	O	Q	ņ	1	0	1	1	1	()	1	1	1	1	1
5	9	1	1	1	Ð	O	1	1	Ô	1	1	1	1	0	1	1	1	1
10	10	1	1	1	-1	a	O	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	-16	1	1	1
12	12	2	1	1	1	O	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
13	13	2	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
14	14	2	1	Û	1	Ü	Û	Ø	Ü	Ŭ	1	1	Ü	O	O	1	1	1
15	15	2	1	0	O	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
16	16	2	2	1	1	1	ם	0	0	1	1	1	1	Wang yest weeksle	<b>1</b>	1	1	1
17	17	2	2	1	1	Q	1	1	0	Q	1	1	1	1	1 :	1	1	1
18	18	2	2	0	O	Ō	1	Ŭ	) Lanamistruga	1	1		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	1	O	0	of Million dear call of the	0
18	19	2	2	1	- E	1	1	1	1	1	1	1	t	0	1	1	1	1
	20	2	A STATE OF THE PARTY OF THE PAR	1	1	0	0	1	0	1	- Lessus assesses	1	1	0	0		1	1
21	21			2 0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
22	22	1 2	. 1	2 1	1 1	1	1	1	1	1	1	_1	1	0	1	1	1	1
23	23	7		2 1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1
24	24	2		2 0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	0	1	0	1	0
25	25	2		3   1	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1
26	26	1 2		3 1	0	0	1	1	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1
27	27	2		3 1	1	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
28	28			3 1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	1	0	1	1	1
29	29	2		3 1	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30	] 2	2 3	3 1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

حفظ البيانات

**A**s...

File	The second secon		Save	
Separation Laboration Separation	2014 1 1 1 2 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4		* El C	
	eparty Threat the constant	Anna Anna Anna Anna Anna Anna Anna Anna	V me institution	And the second s
	eren en et de eggendan vermen eren eggen en et de eggendan vermen eren eggen en en eggendan en	te deserte en en en en en en en en en en en en en	The state of the s	in Lun

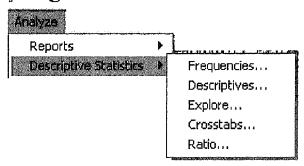
نكتب اسم الملف example1 ثم ننقر زر Save فيحفظ الملف بهذا الاسم.

#### التحليلات المطلوبة:

#### 1- الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

#### Descriptive Statistics - Frequencies Analyze -

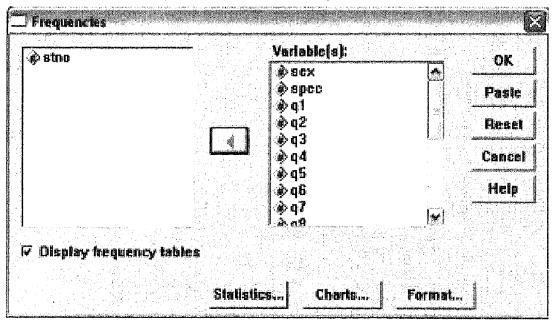
Frequencies: وصف توزيع أفراد العينة حسب أحد المتغيرات من النوع الاسمي.



### بعض أسئلة الدراسة:

س1: ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟ (متغير الجنسس Sex)

س2: ما عدد أفراد العينة في كل فئة من فئات التخصص؟ (متغير التخصص)



بالضغط على زر ... Statistics (الاحصاءات) تظهر الشاشة المبينة أدناه:

<sup>p</sup> ercentile Values	Central Tenderoy	Constant
Charties	i Maan	Cancel
Cut points for   equal groups	i Median	Helu
Ferentie(e)	/ Made	and the second section
7.534 a 1	T Sum	
Section 4-13 Section From Section Assessment		
S Section Call Section 2015	T Values are group in	Edpoints
Dispersion	Oletelbutten	
	l Skewmeng	
F Bid. devlation - Minkaten		

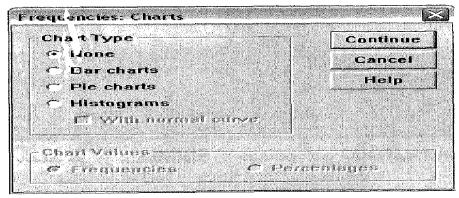
يــستخدم لاستخراج بعض إحصاءات مقاييس النزعة المركزية Central Tendency: مثل Mean الوسط الحسابي، Median الوسيط، Mode المنوال، Sum المجموع.

يستخدم لاستخراج بعض احصاءات مقاييس التشتت: مثل Std. deviation الانحراف المعياري، Variance المعياري، Variance المدى.

يستخدم لاستخراج بعض احصاءات القيم المئينية: مثل Quartiles الربيعات، Percentiles المئينات.

يــستخدم لاســتخراج بعــض احــصاءات شكل التوزيع: مثل Skewness الالتواء، Kurtosis التفرطح.

بالضغط على زر ...Charts (الرسومات البيانية) تظهر الشاشة المبينة أدناه:



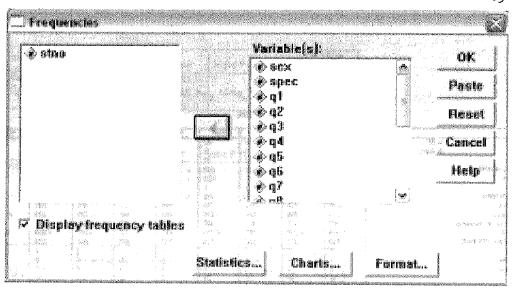
## نوع الرسم البياني: Chart Type

- Bar charts الاعمدة −1
  - Pie charts الدوائر −2
- Histogram البياني مع المنحنى الطبيعي -3
- Sum المجموع Mode، الوسيط Median، الوسيط Mean، المجموع \* Analyze Descriptive Statistics Frequencies...



نعمل على اختيار المتغيرات وهي sex,spec,q1...q15 ثم نضغط زر Statistics ونحدد

ما نرید



نحدد Mean, Median, Mode, Sum ثم نضغط زر

Percentile Values	Central Tendency	Continu
V Quartiles	₽ Mean	Cancel
Cut points for equal groups	♥ Median	Help
☑ Percentile(s):	₩ Mode	
50	7 Sum	ad Administration
Chance		and the second
district and interest of the second s	The second state of the se	The second
Henry	☐ Values are group m	idpaints
Beauty 1	l' Values are group m Distribution	idpaints
district and interest of the second s		idpaints

تظهر المخرجات المبينة أدناه:

الاحصاءات المطلوبة لكل متغير من متغيرات الدراسة:

			vider (	14   14   14   14   14   14   14   14							
A STATE OF THE PROPERTY OF THE	78 PX	arec	S/A	1 4		ray.	_	13)			707
k 2000	36	.30	1		30		D	19	70	76	30
ARRAD NO.	<b>9</b>	2		<b>8</b>	Ü		0	3		E:	a
Mean .	机阀	126		200	150		. [3	.93	1 7	.4%	<i>2</i> 53
And Arms of Store		<b>.</b>		D09-	.000		<b>660</b>	A SECTION AND ADDRESS OF THE PARTY.	2010	094	.Carro
\$4+2km	2.00	200	1	J.080	1.50	,	100 E	1000	1:34	40	8.00
Chode	.2	1		1 3	- 1		0	9	9	₩.	P
Shiri. Ches keilinga Ya sudana sa	AT W	200		<b>新</b> 护	棚		grip gr	/開門	470	197	期等
	ESO	729		161	2230		H.	.200	.633	298	181
Strong:	-745	200			7 KB	1.3		~ M1	-1.302	133	-4.0084
- 小学 (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1)	427	EL. Cale de		A27	427			. 1023	.427	.427	.62
Shi. Bruss of kee dies k:	** 2004 8288	(A) (B) (B) (B) (B) (B) (B) (B) (B) (B) (B		19703	2004 2005	1.6	28/3 28/3	42. MET 1830	-257	-4562 833	1,2251 2232)
Forescon	and the same of				556345	Ø		2.0190,000	2	.659-41	32.54 h
M helts was	13 Na	2		9	Ó		b	1	9		0
Ed-cer less (1952)	22	3	1	1	5.) 1		Ϋ́	<b>6</b> 1		1 7	9
© Miles	90			193	200		ġ.	18	1 23	( <u>@</u>	26
P# 09 ( 180 / 1	0.00	1.00	4 .	J08	.06		aõl	.20	100	60	a.00
	2.00	200		.000	1.20		80	1.02	(30	3/8	n.500
	em .	200			h:EO		EO L	100	1 120	136	a droi
Personal resource of concentrations in the personal resource resource of the r		1 0	At an arrange of the last of the last	50	ascranicación Mariana	### ##################################	internations Statement	ine i	- gu t	TEL 1	718
N Wald	, as - 11	a ear	30	30	1 -	30	- 4	30	- 50 BO	361	30
	~~	3	90	<i>i</i> w (3				0			
			.67	.80	3	D D		ď	- 柳 - 柳	D	42
Mana Otal Bapa of Man										90	.90
	Off			.07 8		J. 2008		.088	3068	.000	010
Maries and mare in	1.0	7	120	1,20	1	100		1.200	LOG	180	1.00
		4	1	9	1			* 1		1 3	3
** A Corporation	.32		. 623	. MIT		- 劉海		2179 J	.546	.251	256
Windows	.施		200	. NASKA	1	.35		.230	. 1200	3064	Mich.
<b>松和 A M M M M M M M M M M M M M M M M M M </b>	-136		5 ATT	-8.300	3	-,7)45		温報	4.27	-3x,0600 j	-1660
THE BACK OF SHEWARD N	Æ		427		1	1144.3		Jan 1	bened.	AZ	Man.
I KATOO K	1 885		1.020	227	1	-1.0034		-1.221	1/252	12.220	M II
THE ENDS OF VENEZAN	80	9	330	度別	1	400		, <b>1</b> 4000	,500	#103	德海市
<b>Раки</b>	1	1	1 🖁	Ħ		- 1		1	1	1 1	3
Militaria	- 1	a l	0	Ø	1	Ď.		0	4	0 1	4)
Elizada em		ĭ	i	8	1	i		1	Ĩ.	i	ĭ
* em		9 k	29	29	1	250		20 f	28	26	:29
Ferrage 25	ق ا		120	1,50	1	DG		30	1.00	1.50	1.00
50	1,0		180	# 80	1	100		1.00	8 (00)	100	1.00
	1 10		100	1.50	3	100	l .	F (1600) 8	~ rarer		im

1.00 توزيع أفراد العينة حسب متغيري الجنس sex، التخصص spec، الاسئلة q1...q15

## Frequency Table

SEX

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	نکر	10	33.3	33.3	33.3
	ائستي	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	عشد	11	36.7	36.7	36.7
Ì	أفبسى	9	30.0	30.0	66.7
	مطوماتيسة	10 (	33.3	33.3	1000
	Total	30	100.0	100.0	

Qt

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	٥	5	16.7	16.7	16.7
	1	25	83.3	83.3	100.0
1	Total	30	100.0	100.0	

Q2

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	10	33.3	33.3	33.3
ļ	1	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	180.0	100.0	
			02		

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ü	25	83.3	83,3	83.3
	1	5	16.7	16.7	100.0
}	Total	30 (	100.0	ton n	

Q4

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ď	14	46.7	46.7	46.7
	1	16	53.3	53.3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q5

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ũ	7	23.3	23.3	23.3
İ	1	23	76.7	76.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

**Q6** 

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	18	60.0	60.0	60.0
	1	12	40.0	40.0	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q7

	Frequency	Percent	Valid Percent	Curnulative Percent
Valid 0	5	16.7	16.7	16.7
1	25	83.3	83.3	100.0
Total	30	100.0	100.0	

QΘ

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	5	16.7	16,7	16.7
1	1	25	83,3	83.3	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	

Q9

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	O	1	3.3	3.3	3.3
ĺ	1	29 [	96.7	96,7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	
			Q10		

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	6	20.0	20.0	20.0
]	1	24	80.0	80.0	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q11

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	10	33.3	33.3	33.3
	1	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q12

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Va	lid D	10	33.3	33.3	33.3
ĺ	1	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

Q13

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	4	13.3	13,3	13.3
	1	26	86.7	86.7	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	

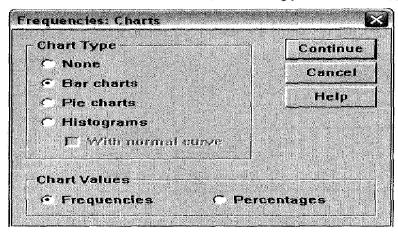
Q14

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ō	2	6.7	6.7	6.7
	1	28	93.3	93.3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

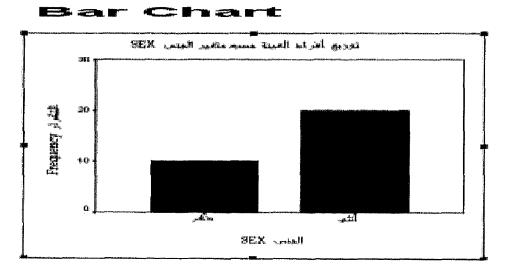
Q15

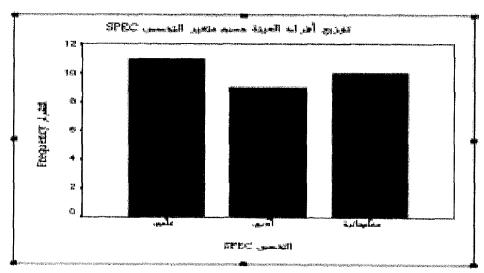
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	2	6.7	6.7	6.7
	1	28	93.3	93.3	100,0
[	Total	30	100.0	100.0	

تمثيل النتائج باستخدام الرسم البياني بالضغط على زر ...Charts تظهر الشاشة المبينة أدناه:



نختار نوع Bar charts ثم نضغط زر Continue ثم نضغط زر





النتائج:

تتكون العينة من (30) فرداً، عدد الذكور (10) طالباً، وعدد الاناث (20) طالبة. تتكون العينة من (30)فرداً، الفرع العلمي(11)،الفرع الأدبي(9)، فرع المعلوماتية(10)

#### Frequency Table

SEX

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	أكر	10	33,3	33.3	33.3
	انــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	20	66.7	66.7	100.0
L	Total	30	100.0	100.0	f

#### SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	عشي	11	36.7	36.7	36.7
ļ	ألبي	9	30.0	30.0	66.7
1	مطوملتيسة	10 1	33.3	33,3	100.0
	Total	30	1000	100.0	

بالنسسة للمسؤال الأول، اجساب عليه (25) اجابة صحيحة، واجاب عليه(5) اجابة عاطئة.

بالنسبة للسؤال الثاني، اجاب عليه (20) اجابة صحيحة، واجاب عليه (10) اجابة خاطئة.

Q1

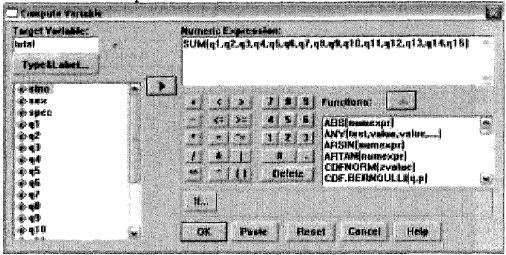
			Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
	Valid	0	5	16.7	16.7	16.7
]		1	25	83.3	83.3	100.0
l		Total	30	100.0	100.0	

Q2

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	1,0	33.3	33.3	33.3
	1	20	66.7	66.7	100.0
<u></u>	Total	30	100.0	100.0	

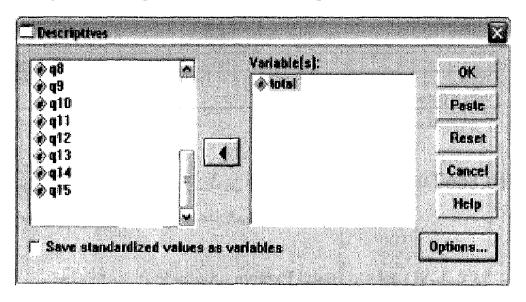
\* لإيجاد متغير اسمه total وهو مجموع علامات كل طالب على الاختبار

Transform - Compute...

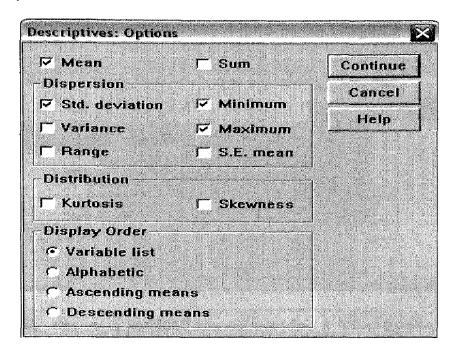


يظهر متغير جديد اسمه total وهو عبارة عن مجموع علامة كل طالب في جميع الاسئلة من -1 باستخدام الاقتران Sum من -1 باستخدام الاقتران العبارة عن عبارة عن المعالمة

Sum المخموع Mode، الوسيط Median، المنوال Mean، المجموع \* Analyze - Descriptive Statistics - Descriptives...



اضغط زر ...Options تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



اختر الاحصاءات المطلوبة ثم إضغط زر Continue ثم Ok تظهر النتائج أدناه:

#### **→** Descriptives

**Descriptive Statistics** 

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
TOTAL	30	3.00	14.00	10.8667	3,00268
Valid N (listwise)	30				

#### النتيجة:

تـــراوحت علامات الطلاب بين 3 إلى 14، وبلغ المتوسط الحسابي لها 10.8667 بانحراف معياري 3.00268 ، وكان عدد العينة 30 شخصاً.

\* يــستخدم الاجــراء الاحــصائي Explore للتحقق من الخطوة الأساسية قبل إجراء التحلـيلات الاحصائية وهي فحص البيانات ومحاولة تصحيح الاخطاء إن وجدت مثل الارقام غــير المنطقــية أو السشاذة أو التحقق من أن توزيع المتغير طبيعياً، أو التحقق من شرط تجانس التباين.

# \* يستخدم إجراء Explore لعمل ما يلي:

حساب الاحصاءات الوصفية.

عمل بعض الرسومات لتوضيح شكل توزيع المتغيرات مثل -Histograms, Stem-and عمل بعض الرسومات لتوضيح شكل توزيع المتغيرات مثل -Leaf Plot, Box Plot

اختبار التوزيع الطبيعي عن طريق اختبار Shapiro Wilks واختبار Lilliefors اختــبار Homogeneity of Variances عــن طــريق اختــبار Levene-Test

\* حساب الاحصاءات الوصفية للمتغير total

			Statistic	Std. Error
TOTAL.	Mean		10.8667	.54821
	95% Confidence	Lower Bound	9.7454	
	Interval for Mean	Upper Bound	11.9879	]
Median	5% Trimmed Mean		11.0926	
	Median		12.0000	
	Varlance		9.016	
	Std. Deviation		3.00268	1
	Minimum		3.00	1
	Maximu <b>m</b>		14.00	1
	Range		11.00	1
	Interquartile Range		3.2500	1
	Skewness		-1,050	.427
	Kurtosis		.384	.833

#### \* استخدام اختبار CHI-Square

## الجدول المتقاطع – مربع كاي Crosstabulation Table: Chi-Square

أن مربع كاي  $\chi^2$  من الإحصائيات الهامة ولها عدة استخدامات منها الكشف عن عملية الاستقلالية Independence بين متغيرين عندما تكون هناك تكرارات ويكون لكل متغير عدة مستويات محدودة.

# خطوات عمل الجدول المتقاطع-مربع كاي

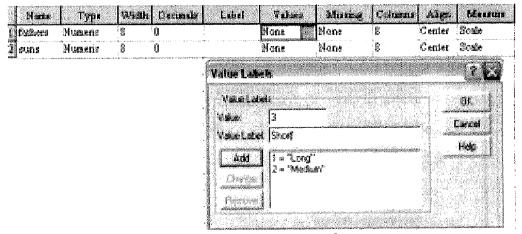
مسئال: البيانات التالية تمثل الأطوال للآباء (Fathers) ويمثل ثلاث مستويات (طويل، متوسط، قصير) لمجموعة من الآباء والأطوال لمجموعة من الأبناء (Suns) ويمثل ثلاث مستويات (طويل، متوسط، قصير) والتي تشمل 20 أب مع أبنائهم.

المطلوب: هل يوجد ارتباط بين المتغيرين باستخدام مربع كاي  $\chi^2$ 

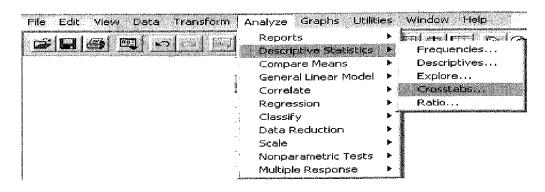
1- تعريف المتغيرات وهي:

Father ولها ثلاث مستويات: (Long, Medium, Short)

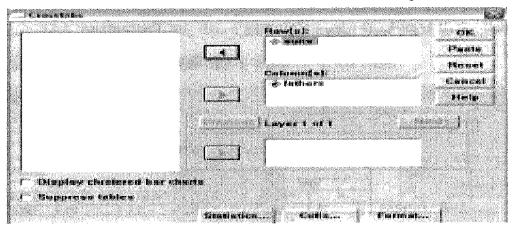
Suns ولها ثلاث مستويات: (Long, Medium, Short)



Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...



- نصنع المستغير الستابع (Suns) في حقال الصفوف Rows ونضع المتغير المستقل (Fathers) في حقل الأعمدة Columns



نضغط على زر Statistics... لتحديد نوع مربع كاي المطلوب Correlations ونضع اشارتي صح بجانب Chi-square والارتباط Continue

Committee States		F Correlations	
Pilosena keemil	cy coefficient	The state of the same of the s	C Process Co. March 14
P <sup>o</sup> find energy Co Leganidation	familier v prematikelmini	Sumore'd   Kendall's tau-b   Kandall's tau-s	Pt 16 top 1 producenie resignation des la la la la la la la la la la la la la
Mambial by I	construction and construction of the construct		-
Washington Company		Filek	CONT. PUBLICATIONS
#	nendi <b>kalenin kulo-tilanda k</b> eranga nuang pentubba nendika dengan pent	grass-personalistics	en distribution described and

Counts	10.00		Continue
Øbserved     □    □    □			Cancel
▼ Expected			Help
Percentages		esiduals	
□ Row □ Column		Unstanda Standardi	
☐ Total	1	Adj. stanc	lardized

من الخيار Counts نحدد التكرار المشاهد Observed والتكرار المتوقع Counts من الخيار Percentage نختار العمود Columns ويعطي النسبة المثوية للمتغير المستقل وبعدها نضغط على زر الاستمرار Continue ثم نضغط زر الموافقة OK تظهر شاشة المحرجات أدناه:

#### Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases						
Į į	Valid		Missing		Total		
	N	Percent	N	Percent	N	Percent	
S UNS * FATHERS	20	100.0%	0	.0%	20	100.0%	

S UNS \* FATHERS Crosstabulation

				FATHERS		
		1	Long	Medium	Short	Total
SUNS	Long	Count	5	2	0	7
	Ť	Expected Count	2.1	2.8	2.1	7.0
		% within FATHERS	83.3%	25.0%	0 %	35.0 %
	Medium	Count	1	6	٥	7
		Expected Count	2.1	2.8	2.1	7.0
		% within FATHERS	16.7%	75.D%	ይ%	35.0%
	Short	Count	0	0	6	6
		Expected Count	1.8	2.4	1.8	6.0
		% within FATHERS	.0%	្រំប	100 ው%	30.0 %
Total		Count	6	8	6	2D
		Expected Count	6.0	8.0	6.0	20.0
		% within FATHERS	100.0%	1000%	100.0%	100.0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	26.667 <sup>8</sup>	4	.000.
Likelihood Ratio	29,439	4	.000
Linear-by-Linear Association	14.794	1	.000
N of Valid Cases	20		

a, 9 cells (100.0 %) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1.80.

السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن قيمة مربع كاي -Pearson Chi السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن هناك علاقة قوية وموجبة بين أطوال الآباء والأبناء حيث أن مستوى المعنوية يساوي 0.000 .

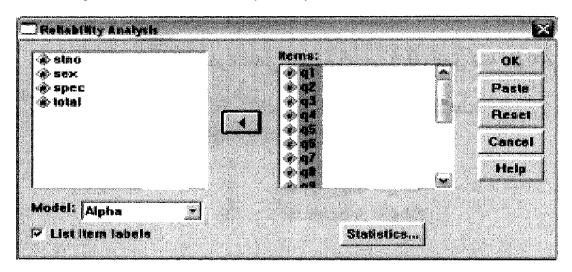
Symmetric Measures

	Value	Asymp. Std. Error	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Interval by Interval Pearson's R	.882	£67	7.957	.000°
Ordinal by Ordinal Spearman Correlation	.878	esa	7,795	.000°
N of Valid Cases	20			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on normal approximation.

\* الثبات Reliability : اختبار كرونباخ الفا Reliability : يستخدم هذا الاختبار لتحديد ثبات الاختبار

Analyze - Scale - Reliability Analysis...



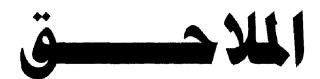
نخـــتار المتغيرات المطلوبة وهي الاسئلة من q1-q15 ونضعها في قائمة Items، ثم نضغط زر Ok، فتظهر شاشة المخرجات أدناه:

#### Reliability

```
ATTUE Method 1 (space sever) will be used for this amalysis stress
 RELIABILITY ANALYSIS - SCALE (ALPHA)
        4
 2.
        ŮŽ
 49
        Q
  4.
        Q4
 5.
        Q5
 6.
        QБ
 7.
        Q7
        Qe.
 Θ.
 9.
        Q9
 10.
 11.
        Oll
 12.
        OLZ
 1.1.
        013
 14.
        014
 1.3.
        015
Reliability Coefficients
N of Cases =
                30.0
                                       M of Items = 15
```

Alpha - .7860

وتكون اصغر قيمة مقبولة لمعامل كرونباخ الفا هي 0.6 وأفضل قيمة مقبولة هي 0.7-0.8) وكلما زادت القيمة كانت افضل. في هذا التحليل قيمة الفا0.786-0.786 وهي جيدة.



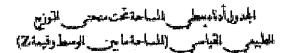
ملحق1: جداول التوزيعات الاحتمالية.

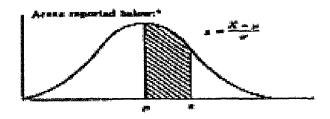
جدول التوزيع الطبيعي. z

حدول توزیع ت. t

جدوّل تـوَزيّع ف. F جدول تـوزيع كا². x²

# جدول التوزيع الطبيعي. z





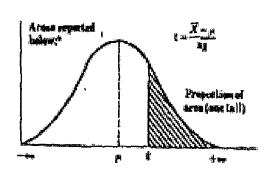
ΙZ	,00		,02	[ .0j	,Dej.	.05	.0%	.07	.081	.09
0.0	ODCO.	.0040	.0080	.0120	.0160	.0199	0239	.0279	0319	.359
0,1	.0398	.0438	.0478	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
0.2	,0793	.(M).2	.0871	0010	.094.8	.0987	.1026	.1054	.1103	,9141
0.3	.1179	.1217	.1255	.1293	. 1331	.1368	.1406	1443	.]480	.1517
0,4	.1554	.1591	.1628	1664	.1700	.1736	.1772	.1300	.1944	.1879
0.5	.1915	1950	.1985	2019	.2034	.2088	.2123	.2157	2190	.2224
0.6	.2257	.2291	.2324	.2357	.23\$9	.2422	.2454	.2486	2519	.2549
0.7	.2580	2.612	.2642	.2673	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
0.8	.2881	.2910	.2939	.2967	.2995	.3023	.3051	.3078	3106	.3133
0.9	.3159	.3186	.3212	3238	.3264	.3289	.9315	.3340	.3365	.3389
1.0	.3413	.3438	3461	3485	BOCE.	leze.	.3554	.3577	3599	.3621
1.1	.3643	.3665	.3686	.ayou	.3729	.]749	.3770	.3790	3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	.3944	.3962	.3980	3997	.44114
1.3	.4032	.4049	.4066	.4042	.4089	.4115	,4131	.4147	4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	4270	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.6	,4452	.4463	.4474	.4434	.4495	.4505	.451,5	.4525	.4535	.4545
1.7	.4554	.4564	.4573	45\$2	.4591	,4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.8	.4641	.4649	.4656	4664	.4671	.4678	.4646	.4693	4699	.4706
1.9	.4713	.4719	.4726	4732	.4738	.4744	.4750	.4756	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.4758	.4793	.4798	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.437.6	.4830	.4834	.4238	4842	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	4861	4864	486%	.4871	.4175	.4878	.4881	.4884	4887	.4890
23	.4893	.4896	4893	.4901	.4904	.4906	4909	.4911	4913	.4916
24	.4918	.4920	.4922	.4925	.4927	.4929	.4931	.4032	.4934	.4936
2.5	.4938	.4940	4941	ENGL	.4945	4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.6	.4953	.4955	.4956	,4957	.4959	.4960	.4961	.A962	.4963	.4964
2.7	.4965	4966	.4967	.4568	.49(4)	.4970	.4971	.4972	,497]	.4974
2.8	4974	.4975	.4976	.4977	.4977	4978	4979	.4979	.4980	.494
29	.4981	.4982	.4983	.4983	4984	.4984	.4985	4985	,4986	.4986
3.0	.4927									
3.1	4997									
3.2	.4999			<b>.</b>						

<sup>\*</sup> Example: For z=1.96, shaded area is 0.4750 out of the total area of 1.0000.

## جدول توزیع T

الجدول أدناء معطى فيمة عاء المقالمة للمسلحة المغللة واليسلماء

Proportions of Area. for the t Distributions



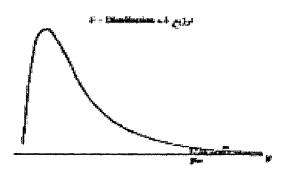
di,	0.10	0.05	0,025	0:01	0.005
1	3.078	6.314	12.706	31,821	63.657
2	0.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	8.638	2.353	3,182	4.54]	5.841
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2,015	2,571	3.365	4.032
6	g.440	1.943	2,447	3.143	J.WT
7	1.415	1.8595	2.365	2.998	3.499
8	1.397	1.860	2.306	1.895	3.355
Q	1.383	1.877	2.262	2.821	3.250
to	1372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
(2	02E1	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1,77	2.160	1.650	3.012
14	1.345	1.761	2,145	2.624	2.977
15	1341	1.753	2.139	2.602	2.947
16	[ 1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	EEE.I	1.740	2.110	2.567	2.893

ď	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005
28	1,330	1.734	2101	2.552	2.674
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	1.725	2.086	2.524	2.845
21	1.323	1.721	2080	2.51\$	2.833
27	1,321	1.717	2.074	2,504	2.819
33	1,319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.71.1	2.064	2.492	2.797
25	1,316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2056	2.479	2.779
27	1.314	1.702	2.052	2.473	2.773
23	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	993.1	2.045	2.462	2.756
30	1.310	1.697	20H2	2.457	2.750
40	1.303	1.684	2.021	2.421	2.704
60)	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
130	1.289	1.658	1.980	2.35%	2.617
<b>117</b> 3	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

<sup>\*</sup> Example: For the shaded area to seprescent 0:05 of the area of 1.0, value t with 10 degrees of freedom is 0:812.

Source: From Tuble III of Fisher and Yores, Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research, 6th., 1974, published by Longman Group Ltd., London (previously published by Oliver & Boyd, Edinburgh), by permission of the authors and publishers.

# جدول توزیع F

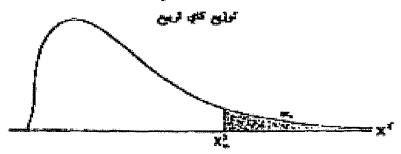


المنت الأول 105 ع. والمنت الأني 62.1 - 01 ... تال 52.3 (101) - 7.46 و 7.46 - (101) - 3.97 مثل 101 - 2

الرجاك	وجات حولال حل											
حرية لللم	1	2	3	4	5	ó	7	8	g	80	äL	12
	161	240	216	225	230	234	717	239	241	742	143	244
_	4.052	4.959	5.403	5 625	5.764	5.159 19.33	5.978	5,981	6.022 19.38	ñ.Cóñ	6.082	5.106
2	18.51 98.49	19.00	19.16	19.25	19.10	19.33	1936	19.37	1938	19.39	19.40	19,41
3	76,47	99,00	99.17	PA 75	99.10	90.33	99.36	99.37	99.39	99.40	99.41	99.42
3	10.13 34.12	9.55 30.62	9.28 29.45	9 (2 28.7)	9.01 28.24	8.94 27.41	8.48 27.67	8,84 27,49	8,81 27,34	8.78	8.76	3.74 371 ne
4	7,71	n da	4 90 4 90		675	616	E I JOY	A (14)	6.00	27.23 5.96	27.13 5.93	27.05 3.91
7	21.20	6.94 18.00	6,59 16.69	6.19 15.68 5.19 11.19	6.26 15.52	6.16 15.21 4.95	6,09  4,58	6.04 14.80 4.82 10.29	La see	14.54	14.45	14.37
5	6.61	5.79	5.01	4 10	5.05	404	4.83	4.85	[4,66 4,74	4.74	4.70	4.68
_ {	16.26	127	5.41 12.06	11.19	10.97	10.57	10.45	กกวัง	10.15	10.05	9.96	9.89
5 1	5.99	13.27 5.14	4.76	4.53	10.97 4.39 8.75	428	421	4.15	4,10	4.00	4.03	4.00
	13.74	10.90	B 79	9.15	8.75	8.47	421 826	4,15 <b>3</b> ,140	7.94	7.17	4.03 7.79	7,72
7	5.59	4.74	4.35	4.12 7.85	3.97	3.57	3.79	3.73	3.68	3,63	1,60	3.57
	12.25	. 9.55 [	435	7.85	7.45 3.69	7.19 3.58	700 319 5129 5129 5114 521	6.84 3.44	6.71 3.39	6.62 3.34	6.54	6.47
3	5,32 11,26	4,46 8,65 4,26	4.117	3.164	3.69	358	3.30	3.44	3.39	334	331	3.28
	11,26	8.65	7.52	7.01	6,63 3.48	6.]7 9.]7	6.19	6.03	5.91 1.18	510 3.13 5.16	5.74 3.10	5.67
9	3.12	4,26	J.80	3.63 6.42	3.46	3,37	3.29	323	3.18	3.13	3.10	107 111
10	10,56	9,02	6.99	0.42	6.06	5.80	2,60	3.47	3.53	5.205	5.13	2.61
14	4.96 10.04	4.10 7.56	3,71 6.55	3.4% 5.99	1.13	5.70	#, <b>[4</b>	ALET I	1.11.5	#.W.	2,34	291
16	4,84	J.98	1.59	3.36	5.64 3.20	7.22 5.39 3.09	I.L. IÜ.E	3.07 5.06 2.95	5.35 3.02 4.95 2.90	2.97 4.85 4.54 2.76 4.10	294 4.74 2.82	4.71
9.0	9.65	7,70 T 70	4.77	5.67	577	3.937 5.007	4.RE	474	4.63	2.8Q 854	4.46	2.79 4.40
12	4.75	7.20 3.86	6.22 3.49	3.26	5.32 3.11	5.07 3.00	202	295	186	7.7	2.72	2.69
7-	9.33	6.93	1.95	5.41	5.06	1.62	2.92 4.65	2.85 4.50	1.80 4.39	4.10	422	4.16
13	9.33 4.67	6,93 3,80	3.41	3.13	1.02	2.92	2.84	2.77	2,72	2.67	7.61	2.60
	9.07	6.70	5.74	5. <b>41</b> 3.1 <b>\$</b> 5.20	3.02 4.86	4.62	2,84 4,44	430	4.19	2.67 4.10	2.61 4.82 2.56 2.86 2.51	3.96
14	4.60	3.74	3.34	3.11 5.03	2.96 4.60	2.85 4.48	2.77	2.70	265	2.60	2.56	2.53
	2.36	6.5	556	5.03	4 60	4.46	4.28 2.70	<b>4.14</b>	4.03	3,94 2,55	3.85	3.10 2.43
15	4.54	1.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.70	2.64	239	2.55	2.51	2.43
	1.68	6.30	542	4.89 3.01	4.56	4.32	4, [4 2, 66	4,00	1.89	3.80	3.73 2.45	7.67
16	4.49	J.b3	114	3/11	2.35	2.74	2.00	2.59 3.89	1.89 2.54 3.78	7,49 3.69	2.45	2.42
17	8.53	1.68 6.36 3.63 6.23 1.59	5.29	4.77	444	4.20	4.03	3.09	3.78	3.69	3.61	3.55
Tt.	4.45 8.40	137   1   1	3.10	2.96	7.31	2.70 4.10	2.67 3.93	2.55	250	2.45	2.41	2.16
18	4.41	6.11 3.55	5.18 3.16	4.67 2.93	4.34 2.77	#. [1] # (d.)	1.11	3.79	1.68 2.46	3.59	3.52	3,45
ŧα	8.28	6.01	5.09	4.28	4.25	2.66 4.01	2.58 3.85	2.51 1.71	2.40 3.60	2.41 3.51	2.97 3.44	2.34 2.37

# $\chi^2$ جدول توزیع

Chi-Square Distribution



الجدول أدناء بعملي قبعة (x) المقابلة للمساحة المظللة وقيمتها  $\infty$ 

در برای	rdi varok za euroiddi malammaganoccau azon cyyddiddi	filter тор шэрүүүдүү үүрүүдү н VV ден такиштүү	al the a number of commence of the state of	44114-4-11	ын компинентин карандарын күрү (КР 10 Лют) (СТ-16		The second secon
المفيية	.99	. 98	.95	.90	-80	. 70	, 50
1	.03157	.03628	.00393	0.0158	.0642	.148	.455
2	.0201	(1404	.103	.211	.446	713	1,386
3	.115	. 185	.352	.584	1.005	1.424	2,366
4	297	.429	.711	1.064	1.649	2.195	3.357
5	.554	.752	1.145	1.610	2.343	3.000	4.351
6	.872	1.134	1.635	2,204	3.070	3.828	5.348
Ž	1.239	1.564	2.167	2.833	3.822	4.671	6.346
*	1.646	2.032	2.733	3.490	4.594	5.527	7.344
9	2.088	2.532	3.325	4.168	5.390	6.393	8.343
10	2.558	3.059	3.940	4.865	6.179	7.267	9.342
11	3.053	3.609	4,575	5,578	6.989	8 148	10.341
12	3.571	4.178	5.226	6.304	7.807	9.034	11,340
1.3	4.107	4.765	5.892	7.042	8.634	9.926	12,340
1.4	4.660	5.368	6.571	7.790	9.467	10.821	13.339
15	5.229	5.985	7.261	8.547	10.307	11.721	14.339
Iti	5.812	6,614	7.962	9.312	11.152	12.624	15,338
17	6.40K	7.255	8.672	10,025	12.002	13.531	16.338
L 8:	7.015	7.906	9.390	10.865	12.857	14_440	17.338
19	7.633	B.567	10.117	11.651	13.716	15.352	18.338
20	8.260	9.237	10.851	12,443	14.578	16.266	19.337
21	8.897	9.915	11,591	13.240	15,445	17,182	20.337
72	9,542	10.600	12.33%	14.041	16.314	18,101	21,337
23	10.196	11.293	13.091	14.848	17.187	19.021	22.337
24	10.856	11.992	13.848	15.659	18.062	19.943	23.337
25	11,524	12.697	14,611	16.473	18.940	20.867	24.337
26	12.19k	13,409	15.379	17.292	19.820	21.792	25.336
27	12.879	14.125	16.151	18.114	20.703	22.719	26.336
28	13.565	14.847	16.928	18,939	21.588	23.647	27.336
29	14.256	15.574	17.708	19.768	22,475	24.577	28.336
30	[4,95]	16,306	18,493	20.599	23.364	75.50%	79.336

# المسادر Bibliography

### المصادر العربية Arabic Biblography

- 1. باهي، مصطفى حسين، عبد الفتاح احمد (2006). الاحصاء التطبيقي باستخدام الحزم الجاهرة SPSS, SAT . مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- 2. البلداوي، عبد الحميد (1997). *الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية*. الأردن، عمان: دار الشروق للنشر والتوزيع.
- 3. البياتي، محمود (2005). تحليل البيانات الإحصائية باستخدام البرنامج الإحصائي . SPSS. الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 4. ابـو حطـب، فؤاد (1962). القدرات العقلية (ط5). مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- 5. الزعبي، بلال محمد والطلافحة، عباس (2000). النظام الإحصائي SPSS فهم وتحليل البيانات الإحصائية. الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر.
- الــسيد، فؤاد البهي (1987). علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري. مصر،
   القاهرة: دار الفكر العربي.
- 7. عــبد الجــبار، توفــيق (1983). التحليل الإحصائي في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعــية-الطــرق اللامعلمية. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي، إدارة التأليف والترجمة.
- 8. عـبد الخالق، احمد محمد (1987). الابعاد الاساسية للشخصية. مصر، الاسكندرية: دار المعرفة الجامعية.

- 10. عــودة، احمد سليمان والخليلي، خليل (1988). الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية. الأردن، عمان: دار الفرقان للنشر والتوزيع.
- 11. فتح الله، سعيد حسين (1988). مباديء علم الإحصاء والطرق الإحصائية. الأردن، المفرق: الأكاديمية.
- 12. فراج، محمد انور (2002). المكونات العاملية للتفكير الناقد لدى طلاب كليات التربية في ضوء بعض المتغيرات، رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، حامعة الاسكندرية، الاسكندرية، مصر.
- 13. القاسم، محمد على (1987). أساليب الإحصاء التطبيقي. الكويت: المعهد العربي للتخطيط بالكويت، دار الشباب للنشر والترجمة.
- 14. الكيلاني، عبد الله وعدس، عبد الرحمن (1986). القياس والتقويم في علم النفس والتسربية. ترجمة: روبرت ثورندايك واليزابيث هيجن، الأردن، عمان: مركز الكتب الأردني.
- 15. منصور عوض ، عزام صبري ، على قوقزة (1999). علم الإحصاء الوصفي المبرمج. الأردن، عمان: دار صفاء للنشر.
  - 16. موراي، ر. شبير حل (1977). سلسلة ملخصات سشوم، دار مالجدوهيل للنشر.
- 17. المنيزل، عبد الله فلاح (2006). الإحسماء الاستدلالي وتطبيقاته في الحاسوب باستخدام الرزم الإحصائية SPSS، الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر والتوزيع.
- 18. المنيزل، عبد الله والغرايبة، عايش (1995). الإحصاء التربوي تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية.
- 19. المستجار، نبيل جمعه (2004). مهارات الحاسوب، الأردن، اربد: عالم الكتب الحديث للنشر والتوزيع.
- 20. النجار، نبيل جمعه (2007). الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية مع تطبيقات برمجية SPSS ، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 21. المنجار، نبيل جمعه (2010). القياس والتقويم مع تطبيقات برمجية SPSS ، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.

- 22. النجار، فايزجمعه، النجار، نبيل جمعه والزعبي، ماجد راضي (2013). *اساليب البحث العلمي:منظور تطبيقي*، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 23. الهانسسي، مختار محمود (1991). مقدمة في طرق التحليل الإحصائي. قسم الإحصاء والرياضة والتأمين كلية التجارة جامعة الإسكندرية.
- 24. الهانــسي، مختار محمود (1984). مقدمة في الإحصاء التحليلي. بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.
- 25. هكيسي، تشارلز (1984). المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب. تعريب: خماس، قيس سبع، العراق، بغداد: الجامعة المستنصرية.

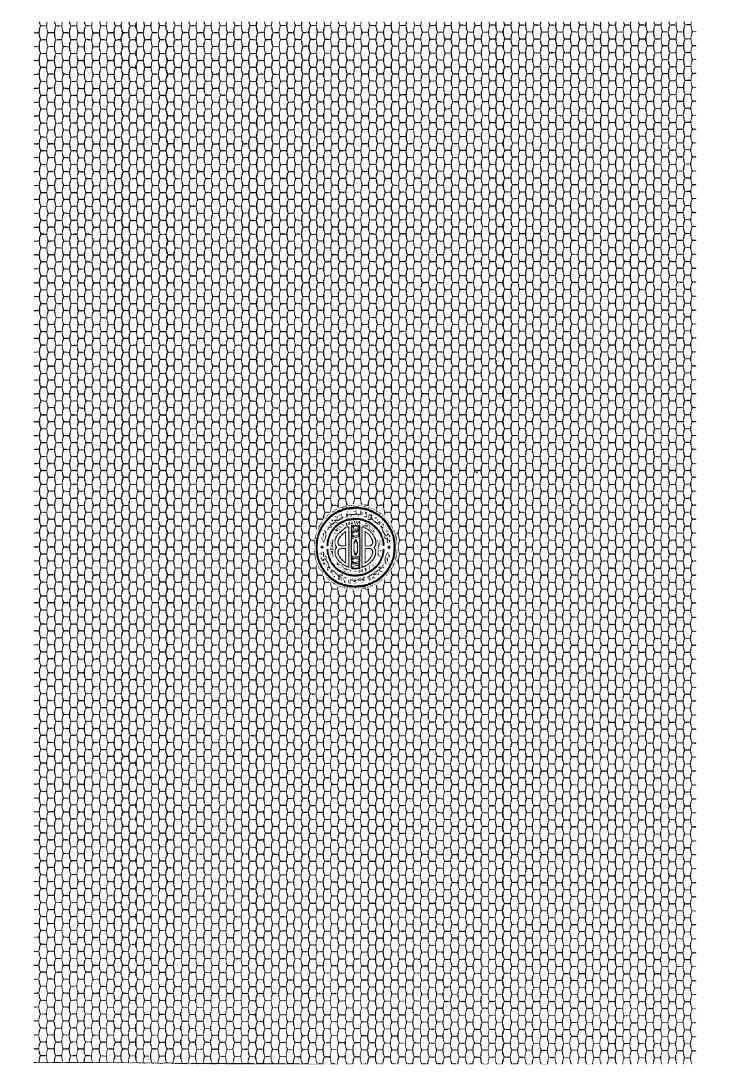
# المصادر الأجنبية English Biblography

- 1. Albert K. Kurtz, Samuel T. Mayo (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York: Springer-Verlag, New York Inc.
- 2. Andy, Field (2005). *Discovering Statistics Using SPSS*. (2<sup>nd</sup> ed.). London: Sage Publications Ltd, ECIY 1SP.
- 3. Berenson, L. Mark & David M. Levine. (1992). Basic Business Statistics Concepts and Applications, (5<sup>th</sup> ed.).
- 4. Bobko, Philip (2001), *Correlation and regression*, (2<sup>nd</sup> ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Oublications. Introductory text which Includes coverage of range restriction, trivariate correlation.
- 5. Chen, P. Y. and P. M. Popovich (2002). *Correlation: Parametric and nnparametric measures*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- 6. Cochran, W. G. (1997). Sampling Techniques (3rd ed.). New York.
- 7. Cohen, Jacob (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Assoc; ISBN: 0805802835.
- 8. Crawley, M. J. (2005). Statistics An Introduction Using R. England: John Wiley & Sons Ltd, West Sussex.
- 9. Crocker, Lind, and Algina, Janes .(1986). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. N. Y: Holt, Rineder and Winson
- 10. David, R. Anderson, Dennis J. Sweeney, Thomas A. Williams (2002). *Essentials of Modern Business Statistics with Microsoft Excel* (2nd ed.). South-Western Educational Publishing.

- 11. David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas A. Williams (2006). *Essentials of Modern Business Statistics* (3rd ed.). South-Western College Publishing.
- 12. David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas, A. Williams (2005). **Statistics for Business and Economics** (9th ed.). South-Western College Publishing.
- 13. David Anderson, Dennis J. Sweeney & Thomas Williams, (1981). *Introduction to Statistics*, West Publishing Co.
- 14. Daniel, Wayne W. (1990). *Applied Nonparametric Statistics*, (2<sup>nd</sup> ed.). PWS-Kent Publishing Company-Boston.
- 15. Daniel, Wayne W. (1995). Biostatistics A Foundation for Analysis in the Health Sciences (6<sup>th</sup> ed.). London: John Wiley and Sons Inc.
- 16. Deming, W. (1982). *Applied Regression Analysis*. London: John Wiley and Sons Inc.
- 17. Dominick Salvator (1982). **Theory and Problems of Statistics and Econometrics**, McGraw-Hill Book Co.
- 18. Draper N. & Smith H. (1990). *Applied Regression Analysis*. London: John Wiley and Sons Inc.
- 19. Guilford, J.P (1961). Factorial analysis to Psychology.
- 20. Glass, G. & Hopkins, K. D.(1984). Statistical Methods in Educational and psychology(2<sup>nd</sup> ed.). Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.
- 21. Gary W. Heiman. (1992). *Basic Statistics for the Behavioral Sciences*. Houghton Mifflin Company, Boston, U.S.A
- 22. Graber, S. B., Kristin E. Voelki, T. W. & Others .(1997). **SPSS Guide to** the New Statistical Analysis of Data, New York: Springer.
- 23. Grant, E. & Leavenworth R., (1980). *Statistical Quality Control*, (5<sup>th</sup> ed.). New York: McGraw-Hill.
- 24. Gravetter, F. O.(1988). *Statistics for the behavioral sciences.* New York: West Publishing company.
- 25. Green, Samuel B. & Niel J. Salkind (1997). *Using SPSS for Windows:*Analyzing and Understanding Data, Upper Saddle River. NJ: Prentice Hall.
- 26. Gregory, B., (1991). Introduction to Quality Management Assurance and Control, (Macmillan International ed). New York: Maxwell.
- 27. Hays, W. L. (1980). *Statistics for Social Sciences* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.

- 28. Hays, W. L. (1989). *Statistics* (4<sup>th</sup> ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.
- 29. Hogg, N. R. & Carag, T. A. (1995). *Introduction to Mathematical Statistics* (5<sup>th</sup> ed.).Prentice-Hall Inc.
- 30. Howitt, Dennis & Duncan, Cramer (1996). *A Guide to Computing Statistical with SPSS for Windows*, New York: Prentice-Hall/Harvester Wheatsheaf.
- 31. Jaynes, E. T. & G. Larry Bretthorst (2003). **Probability Theory: The Logic of Science**. Cambridge University.
- 32. Johnson, Richard A. & Wichern, D. (1992). Applied Multivariate Statistical (3<sup>rd</sup>). New jersey: prencac-hall.
- 33. Juran, J. & Gryna, F. (1970). *Quality Planning and Analysis*. New Yourk: McGraw-Hill.
- 34. Kendall, Maurice and Jean Dickinson Gibbons (1990). *Rank Correlation Methods*. (5<sup>th</sup> ed.). NY: Oxford Univ Press; ISBN: 0195208374.
- 35. Kenneth, D. Hopkins, Julian C. Stanley & B. R. Hopkins .(1995). *Educational and Psychological Measurement and Evaluation*. (7<sup>th</sup> ed.). Allyn & Bacon, Needham Hights, USA.
- 36. Larson, Harold. J. (1982). Introduction to Probability Theory and Statistical Inference (3<sup>rd</sup> ed.). John Wiely & Sons Inc.
- 37. Larson, Harold. J. (1995). *Introduction to Probability,* Addison Wesley Publishing Company Inc.
- 38. Larry, J. Stephens (2005). **Schaum's Outline of Beginning Statistics** (2nd ed.). McGraw-Hill.
- 39. Mark, S. Aldenderfer & Roger, K. Blashfield (1991). *Cluster Analysis* (8th ed.). sage Publications The International Professional Publishers, Eighth Printing.
- 40. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 Application Guide, SPSS Inc.
- 41. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 for Windows User Guide, SPSS Inc.
- 42. (Manual) (1994). SPSS Advanced Statistics 6.1, SPSS Inc.
- 43. Marija J. Norusis (1993). SPSS for Windows Base System User's Guide Release 6.0 (Manual), SPSS Inc.
- 44. McClave, J. T. & Benson, G. P. (1991). Statistics For Business and Economics (5<sup>th</sup> ed.). San Fransisco Dellan.
- 45. Mendenhall W. & Sincich (1991). Statistics For Engineering and the Sciences (3<sup>rd</sup> ed.). New York: MaCmillan Publishing Co.

- 46. Minium, E. W.(1978). **Statistical Reasoning in psychology and Education** (2<sup>nd</sup> ed.). New York: John Wiley and Sons.
- 47. Morris, H. (1983). *Statistical Analysis for Decision Making*. (3<sup>rd</sup> ed.). USA: Harcourt Brace Jovanovish Inc.
- 48. Nelile, A. & Kennedy, J. (1974). Basic Statistical Methods for Engineers & Scientists, London: Inter Text Books.
- 49. Parzen, E. (1960). *Modern Probability theory and its application*, New York: John Wiley and Sons.
- 50. Siegel, S. (1956). *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. NY: McGraw-Hill.









مع تطبیقات برمجیهٔ SPSS

الإحصاء التحليلي



# كالللخ المناللنيث والتخلع

الأردن-عمان

ماتف: 5231081 فاكس: 96265235594 الأردن ص.ب:366 عمان 11941 الأردن

E-mail:dar\_alhamed@hotmail.com E-mail:Daralhamed@yahoo.com

